UMF
UNIVERSITATEA DE
MEDICINĂ ŞI FARMACIE
IULIU HAŢIEGANU
CLUJ-NAPOCA

# Tests statistiques Non paramétriques

# Plan du cours

- Tests paramétriques vs non paramétriques
- test des rangs signés de Wilcoxon pour 2 échantillons appariés
- Test de Mann Whitney U pour 2 échantillons indépendants
- Test de Kruskal-Wallis (> 2 échantillons independantes)
- Test de Friedman (> 2 échantillons dépendants)

Aucune hypothèse concernant la distribution des données n'est nécessaire pour les tests non paramétriques!

# Types de tests statistiques

- **Tests PARAMÉTRIQUES**
  - Utilise des distributions de probabilités
  - Ils utilisent des conditions sur la distribution des données
    - Ex. la lois de distribution Normale pour un test Z
      - La lois de distribution t pour un test de Student
      - Les contraintes du modèle sont fortes
- **Tests NON PARAMÉTRIQUES**
  - N'utilise pas des distributions des probabilités
  - Toutefois certaines conditions d'application doivent être vérifiées
  - Les contraintes du modèle sont plus relaxées
  - Ex. Mann Whitney U, Wilcoxon

# Les tests non paramétriques: Avantages/ désavantages

- **AVANTAGES des tests NON PARAMÉTRIQUES**
  - Utilisables si **les conditions d'applications des autres méthodes ne sont pas satisfaites**.
  - **Les probabilités** des résultats de **la plupart** des tests **sont exactes**.
  - utilisation pour des petites **échantillons (de taille <=** 6)
    - **Si la distribution des données n'est pas connue**
  - Les seuls tests qui permettent le traitement de **données qualitatives <u>ordinales</u>**
  - sont plus **facile** à apprendre et à les appliquer que les tests paramétriques
- **DÉSAVANTAGES des tests NON PARAMÉTRIQUES**
  - quand les conditions des test paramétriques sont remplies,
    - ils sont plus puissants que les tests non-paramétriques.

# Tests paramétriques vs. non paramétriques

| Parametriques | Non-parametriques |
|---|---|
| ✓ impliquent hypothèse/condition sur la distribution de probabilité de la variable d’ intérêt (par exemple, la distribution normale) | ✓ *distribution free* : pas d’ hypothèse sur la distribution de la variable d’ intérêt |
| ✓ impliquent l'estimation des paramètres de cette distribution (la moyenne ou la différence des moyennes) à partir des données de l'échantillon. | ✓ utilisé quand:<br>• la variable d’ intérêt est une variable ordinale<br>• il y a des valeurs aberrantes définies |
| ✓ comparer des valeurs | ✓ comparer les rangs |
| ✓ les hypothèses ($H_0$, $H_1$) portent sur des paramètres de population | ✓ les hypothèses ($H_0$, $H_1$) sont plus générales |

# Rangs & Somme de rangs & Rang moyen & Valeurs ex aequo

- **Rangs** = numéros d'ordre qui vont substituer les valeurs dans l'ensemble (ordonnée) des données
- La transformation des valeurs → rangs va conduire a deux conséquences:
  - la distribution des rangs devient symétrique, quelle qu'ait été la distribution initiale de données
  - le rôle des points atypiques (extrêmes) est considérablement réduit
- **Question de recherche:**

Au risque α = 5%, il y a une différence significative concernant les valeurs de l'Indice de masse corporelle (IMC) chez les adolescents ayant une mode de vie active (Groupe A) et ceux qui sont habitués à mener une vie sédentaire (Groupe B)??

**Somme de rangs:** $S_A = \sum_{k=1}^{n_1} r_k$ pour **le Group A**;

$S_B = \sum_{i=1}^{n_2} r_i$ pour **le Group B**; **le rang moyen du Groupe A**: $\bar{r}_1 = S_A / n_1$ ; **le rang moyen du Groupe B**: $\bar{r}_2 = S_A / n_2$

| Numérotation (ou numéro global) | IMC (kg/m²) | Groupe | IMC ordonné (kg/m²) | Rangs | Groupe |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 18.9 | active | 18.9 | 1 | active |
| 2 | 23.5 | active | 23 | 2 | sédentaire |
| 3 | 23.6 | active | 23.5 | 3 | active |
| 4 | 23.8 | active | 23.6 | 4 | active |
| 5 | 24.7 | active | 23.8 | 5 | active |
| 6 | 26.2 | active | 24.7 | 6 | active |
| 7 | 30.1 | active | 26 | 7 | sédentaire |
| 8 | 23 | sédentaire | 26.2 | 8 | active |
| 9 | 26 | sédentaire | 26.4 | 9 | sédentaire |
| 10 | 26.4 | sédentaire | 28.4 | 10 | sédentaire |
| 11 | 28.4 | sédentaire | 29.8 | 11 | sédentaire |
| 12 | 29.8 | sédentaire | 30.1 | 12 | active |
| 13 | 35.6 | sédentaire | 35.6 | 13.5 | sédentaire |
| 14 | 35.6 | sédentaire | 35.6 | 13.5 | sédentaire |

Valeurs ex aequo

13.5=(13+14)/2

# Les tests non paramétriques

- **Le principe:**
  - **Ils transforment les données dans des rangs**
  - Puis ils font **la somme des rangs** des groups a comparer
  - Puis ils vérifient si la somme des rangs semble être « extrême » du point de vue des distributions des rangs (inferieur a 5% probabilité par rapport a l' hypothèse nulle)
    - Si c'est le cas => rejet du H0 => en faveur de H1 (en gros, on accepte H1)
    - Si non => on peut pas rejeter le H0
- Même si on ne connait pas les détailles de la technique, on peut interpréter les tests avec la **p-valeur** comme pour toute les tests statistiques.
  - ❑ Si p-value < $\alpha$ (=0,05) => on rejet $H_0$ en faveur de $H_1$ (en faveur du $H_1$)
  - ❑ Si p-value $\geq \alpha$ (=0,05) => on ne peut pas rejeter $H_0$

# Test des signes et rangs de Wilcoxon (ou le test des rangs signés de Wilcoxon)

- utilisé comme alternative pour le test t pour des échantillons appariés lorsque les données **NE suivent pas** la distribution Gaussienne
- **Objectif du test:** comparer les distributions d'une **variable quantitative qui ne suit pas la loi Normale ou une qualitative ordinale (X)** par rapport a deux **échantillons dépendantes/appariés**
- **Principe du test:**
  - on travaille avec la variable "Différence" notée par D ayant les valeurs $d_i$ = différence des valeurs de la variable X entre les 2 échantillons appariés
  - prendre en compte non seulement les signes des différences, mais également des amplitudes de ces différences.
  - attribuer un poids plus important a une différence de plus grande amplitude

# Test des signes et rangs de Wilcoxon (ou le test des rangs signés de Wilcoxon)

**Conditions d'application:**

- o les observations sont indépendants dans les échantillons
- o on compare deux échantillons dépendants
- o la variable d' intérêt est mesurée sur l'échelé ordinale
- o la variable d' intérêt est une quantitative continue/discrete et elle ne suit pas la loi Normale de probabilité

**Formulation des Hypotheses**

$H_0$: il n'y a pas de différence significative entre les distributions des rangs (ou la distribution des paires de différences est symétrique par rapport à 0)

$H_1$: il y a une différence significative entre les distributions des rangs (la distribution des paires de différences n'est pas symétrique par rapport à 0)

Choisir le niveau de signification **α = 0,05**

- on calcule la variable différence D pour chaque paire
- on va supprimer les sujets pour lesquels la différence est nulle
- on va construire la variable auxiliaire notée *signe(D)* défini comme une variable qualitative avec 2

modalités : $\text{signe}(D) = \begin{cases} +\, si\ d_i > 0 \\ -si\ d_i < 0 \end{cases}$

# Test des signes et rangs de Wilcoxon (ou le test des rangs signés de Wilcoxon)

- on va calculer les valeurs absolues des différences: $|d_i|$
- on va calculer les rangs des valeurs absolues: Rangs ($|d_i|$)

**Definir la statistique W = Min (W– , W+)** ou W+ = **sommes des rangs positifs** et W– = **sommes des rangs négatifs associées aux différences ($d_i$) positives** et **négatives respectivement**

$W^+ + W^- = \frac{n(n+1)}{2}$ ou n= taille de l'echantillon

La statistique W est une variable quantitative discrète et sa loi sous $H_0$ est symétrique

**Determiner la valeur critique $W_\alpha$ (qui va donner RnonR= région de NON-Rejet de $H_0$) et la p-valeur (pour le niveau du signification α =0,05):**

**Premier cas: n ≤ 15** ⇨ on cherche dans la table de la loi de Wilcoxon le plus grand nombre entier $W_\alpha$ tel que $\Pr(W \leq W_\propto) = \propto/2$ ⇨ **RnonR =** $]\boldsymbol{W_\propto}, \boldsymbol{n(n+1)/2 - W_\propto}[$

**Deuxieme cas: n>15**⇨ la statistique du test W ≈ une loi normale $N(\mu, \sigma^2)$ ayant la moyenne $\mu = \frac{n(n+1)}{2}$ et variance $\sigma^2 = \frac{n(n+1)(2n+1)}{24}$

⇨ on va deduir la variable Z centrée et réduite $Z = \frac{W-\mu}{\sigma} \approx N(0,1)$ ⇨ **RnonR =** $]-\boldsymbol{Z_\propto}, \boldsymbol{Z_\propto}[$ ou $\boldsymbol{Z_\propto}$ = valeur critique dans la table de la loi N (0,1)

# Test des signes et rangs de Wilcoxon

## Calcul de la p-valeur

**Premier cas: n ≤ 15** ⇨ $p = 2 \times Pr(W \leq W_o | sous\ H0)$ ou $W_o$ = valeure calculée ou observée de la statistique **W = Min (W− , W+)**

**Deuxieme cas: n>15**⇨ $p = 2 \times Pr(|Z| \geq Z_o | sous\ H0)$ ou $Z_o$ = valeure calculée ou observée de la statistique **Z**

Decision du test basée sur la RnonR

**Premier cas: n ≤ 15**

- Si $W_o \in$ RnonR (ou $W_o \geq \boldsymbol{W}_{\propto}$) ⇨ on Ne rejette pas $H_0$
- Si $W_o \notin$ RnonR ( ou $W_o < \boldsymbol{W}_{\propto}$) ⇨ on rejette $H_0 \rightarrow$ en faveur du $H_1$

**Deuxieme cas: n>15**

- Si $Z_o \in$ RnonR (ou $Z_o \geq \boldsymbol{Z}_{\propto}$) ⇨ on rejette $H_0 \rightarrow$ en faveur du $H_1$
- Si $Z_o \notin$ RnonR ( ou $Z_o < \boldsymbol{Z}_{\propto}$) ⇨ on NE rejette pas $H_0$

Decision du test basée sur la p-valeur:

- Si p-valeur < α (=0,05) => on rejet $H_0$ en faveur de $H_1$ (en faveur du $H_1$)
- Si p-valeur ≥ α (=0,05) => on ne peut pas rejeter $H_0$

# Test des signes et rangs de Wilcoxon: Exemple de calcul

- Exemple: Un échantillon de taille n = 8 enfants de 8 à 10 ans présentant une carence en fer sans anémie ont reçu un traitement pour améliorer leur fonction cognitive.
- On mesure cette fonction par le score au test d'apprentissage verbal de Hopkin (*engl. Hopkins Verbal Learning Test )*, avant et après traitement.
- On obtient les valeurs du tableau suivant:

| Enfants | Avant traitement | Après 1 mois du traitement |
|---|---|---|
| 1 | 5 | 3.3 |
| 2 | 3.1 | 6 |
| 3 | 2.7 | 6.5 |
| 4 | 1.2 | 1.2 |
| 5 | 1.8 | 3.2 |
| 6 | 0.5 | 5.3 |
| 7 | 3.6 | 4 |
| 8 | 6.2 | 5.6 |

- **Peut-on conclure, au risque α = 5% qu'il y a un effet significatif du traitement sur la fonction cognitive? (test bidirectionnelle)**

# Test des signes et rangs de Wilcoxon: Exemple de calcul

| Enfants | Avant traitement | Après 1 mois du traitement | Differences ($d_i$) | Sign ($d_i$) | $\|d_i\|$ | Rangs ($\|d_i\|$) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 5 | 3,3 | 1,7 | + | 1,7 | 4 |
| 2 | 3,1 | 6 | -2,9 | – | 2,9 | 5 |
| 3 | 2,7 | 6,5 | -3,8 | – | 3,8 | 6 |
| 4 | 1,2 | 1,2 | 0 | . | . | . |
| 5 | 1,8 | 3,2 | -1,4 | – | 1,4 | 3 |
| 6 | 0.5 | 5,3 | -4,8 | – | 4,8 | 7 |
| 7 | 3,6 | 4 | -0,4 | – | 0,4 | 1 |
| 8 | 6,2 | 5,6 | 0,6 | + | 0,6 | 2 |

Note: le test ne peut pas être utilisé s'il y a de nombreuses différences nulles, car les différences égales a zéro sont omises

# Test des signes et rangs de Wilcoxon: Exemple de calcul

**Conditions d'application du test:**

- **les observations sont indépendants dans les échantillons**
- **on compare deux échantillons dépendants**
- **les variables sont mesurées sur l'échelé ordinale**
- **quantitative continues/discrets**

**Formulation des Hypotheses**:

$H_0$ : Il n'y a pas de différence significative entre les distributions des rangs associés aux scores de la fonction cognitive dans la population d'enfants de 8 à 10 ans présentant une carence en fer sans anémie.

$H_1$ : Il y a une différence significative entre les distributions des rangs associés aux scores de la fonction cognitive dans la population d'enfants de 8 à 10 ans présentant une carence en fer sans anémie

**α = 0,05**

**Definir la statistique W = Min (W− , W+)**

W+ = 4+2= 6; W− =(5+6+3+7+1)=22

# Test des signes et rangs de Wilcoxon: Exemple de calcul

**Valeure calculée ou observée de la statistique W est $W_0$ = Min (W− , W+)= 6**

**Determiner la valeur critique $W_\alpha$ (qui va donner RnonR= région de NON-Rejet de $H_0$) et la p-valeur (pour le niveau du signification α =0,05):**

**Premier cas: n=7 ≤ 15** ⇨ on cherche dans la table de la loi de Wilcoxon et on trouve la valeur critique $W_\alpha$ =2 ⇨ **RnonR =** $]\mathbf{2, 7(7+1)/2-2}$ [=]$\mathbf{2, 26}$[

Calculer la p-value (niveau de significance α) **pour le test bilateral**

$p = 2 \times Pr(W \leq W_o|sous\ H0) = 2 \times Pr(W \leq 6|sous\ H0)$= 0,219

Decision du test basée sur la RnonR:

- $W_o$=6∊ RnonR= ]$\mathbf{2, 26}$[⇨ on Ne rejette pas $H_0$

Decision du test basée sur la p-Valeur:

- p-valeur=0,219 ≥ α (=0,05) ⇒ on ne peut pas rejeter $H_0$⇒

au risque α = 5%, notre étude n'a pas fourni de preuves suffisantes pour conclure à l'existence d'un effet significatif du traitement sur la fonction cognitive dans la population d'enfants de 8 à 10 ans présentant une carence en fer sans anémie.

| Test bilatéral | | | Tests unilatéraux | | |
|---|---|---|---|---|---|
| $n$ | risque 5% | risque 1% | $n$ | risque 5% | risque 1% |
| 6 | 0 | | 6 | 2 | |
| 7 | 2 | | 7 | 2 | |
| 8 | 3 | 0 | 8 | 5 | |
| 9 | 5 | 1 | 9 | 8 | 2 |
| 10 | 8 | 3 | 10 | 10 | 4 |
| 11 | 10 | 5 | 11 | 13 | 7 |
| 12 | 13 | 9 | 12 | 17 | 9 |
| 13 | 17 | 9 | 13 | 21 | 12 |
| 14 | 21 | 12 | 14 | 25 | 15 |
| 15 | 25 | 15 | 15 | 30 | 19 |
| 16 | 29 | 19 | 16 | 35 | 23 |
| 17 | 34 | 23 | 17 | 41 | 27 |
| 18 | 40 | 27 | 18 | 47 | 32 |
| 19 | 46 | 32 | 19 | 53 | 37 |
| 20 | 52 | 37 | 20 | 60 | 43 |
| 21 | 59 | 43 | 21 | 68 | 48 |
| 22 | 66 | 49 | 22 | 75 | 53 |
| 23 | 73 | 55 | 23 | 83 | 61 |
| 24 | 81 | 61 | 24 | 92 | 68 |
| 25 | 89 | 68 | 25 | 101 | 76 |

Ou voir le lien: http://www.cons-dev.org/elearning/stat/Tables/Tab5.html

# Le test de Mann–Whitney

- ✓ **Autre noms**: le test de Wilcoxon de la somme des rangs ou encore le test de Mann-Whitney-Wilcoxon
- ✓ **Equivalent** non paramétrique **du test paramétrique**
  - le test t de Student pour des échantillons indépendants
- ✓ **Conditions d'application**:
  - les observations sont indépendants dans les échantillons
  - on compare deux échantillons indépendants
  - la variable d' intérêt:
    - quantitative continue/discrète
    - ou qualitative ordonnée (ordinale)
  - La forme de la distribution des échantillons peut être:
    - similaire
    - différente
- ✓ **Utilisé fréquemment** quand les données n'ont pas un distribution Normale, et on peut pas utiliser le test t pour des échantillons indépendants

# Le test de Mann–Whitney

- **Hypothèses:**
  - **$H_0$**: Il n'y a pas de différence significative entre les distributions des scores ou des rangs de la variable d'interet dans les deux populations
  - **$H_1$**: Il y a un différence significative entre les distributions des scores ou des rangs de la variable d'interet dans les deux populations
  - Une autre définition du $H_1$ est:
    - $H_1$ : il y a un différence entre les moyenne des rangs associes aux valeurs de la variable d'interet dans les deux populations

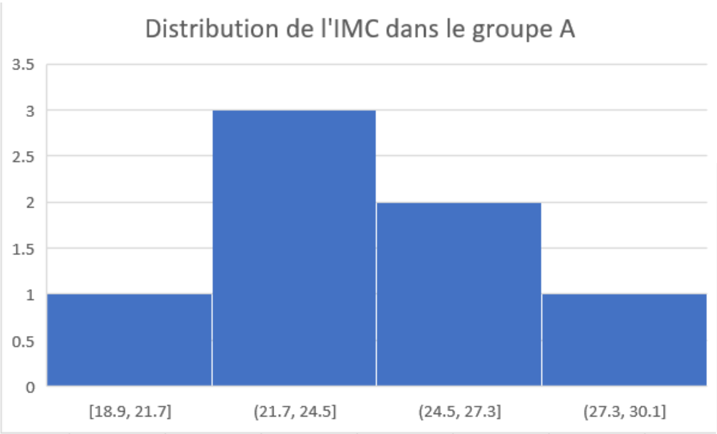
  - H1 peut être diffèrent en fonction de la forme de la distribution des échantillons
    - la distribution des valeurs de la variable d' intérêt est similaire dans les 2 échantillons
      - $H_1$: il y a un différence significative entre les médianes des rangs dans les 2 populations
    - la distribution est différente
      - $H_1$ : il y a un différence significative entre les moyenne des rangs / distributions des rangs dans les deux populations

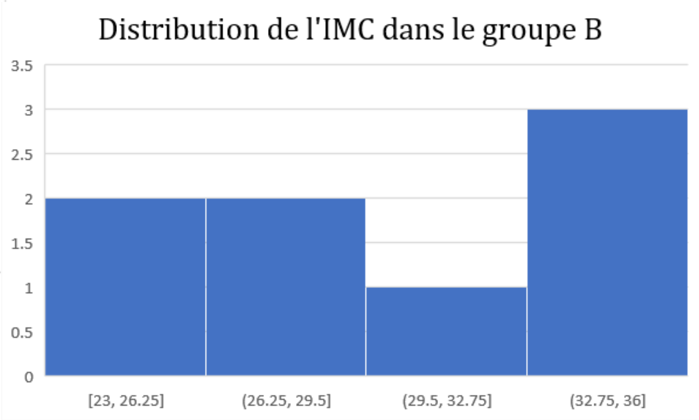
# Le test de Mann–Whitney

**Exemple:** Au risque α = 5%, il y a une différence significative concernant les valeurs de l'Indice de masse corporelle (IMC) chez les adolescents ayant une mode de vie active(Groupe A) et ceux qui sont habitués à mener une vie sédentaire (Groupe B)??

| | A | B | C |
|---|---|---|---|
| 1 | **Numérotation** | **IMC ($kg/m^2$)** | **Groupe** |
| 2 | 1 | 18.9 | A |
| 3 | 2 | 23.5 | A |
| 4 | 3 | 23.6 | A |
| 5 | 4 | 23.8 | A |
| 6 | 5 | 24.7 | A |
| 7 | 6 | 26.2 | A |
| 8 | 7 | 30.1 | A |
| 9 | 8 | 23 | B |
| 10 | 9 | 26 | B |
| 11 | 10 | 26.4 | B |
| 12 | 11 | 28.4 | B |
| 13 | 12 | 29.8 | B |
| 14 | 13 | 35.6 | B |
| 15 | 14 | 35.6 | B |
| 16 | 15 | 36 | B |

*Dans notre exemple les données n'ont pas de distribution Normale (voir les histogrammes)*



# Les étapes du test de Mann Whitney

- On doit construire un tableaux avec **toutes les valeurs de l'IMC** des deux échantillons (un tableaux avec $N=n_1+n_2$ lignes)
- Toutes ces valeurs sont ordonnées **en ascendant**
- chaque valeur va être **numéroter** du plus petite a le plus grande (même les valeurs identiques)
- on va donner a chaque valeur un **rang.**
- Si il y a des **valeurs identiques** on va donner la **moyenne** des numérotations qui leur correspond

| | A | B | C | D | E | F |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Numérotation | IMC ($kg/m^2$) | Groupe | IMC ordonné ($kg/m^2$) | Rangs | Groupe |
| 2 | 1 | 18.9 | A | 18.9 | 1 | A |
| 3 | 2 | 23.5 | A | 23 | 2 | B |
| 4 | 3 | 23.6 | A | 23.5 | 3 | A |
| 5 | 4 | 23.8 | A | 23.6 | 4 | A |
| 6 | 5 | 24.7 | A | 23.8 | 5 | A |
| 7 | 6 | 26.2 | A | 24.7 | 6 | A |
| 8 | 7 | 30.1 | A | 26 | 7 | B |
| 9 | 8 | 23 | B | 26.2 | 8 | A |
| 10 | 9 | 26 | B | 26.4 | 9 | B |
| 11 | 10 | 26.4 | B | 28.4 | 10 | B |
| 12 | 11 | 28.4 | B | 29.8 | 11 | B |
| 13 | 12 | 29.8 | B | 30.1 | 12 | A |
| 14 | 13 | 35.6 | B | 35.6 | 13.5 | B |
| 15 | 14 | 35.6 | B | 35.6 | 13.5 | B |
| 16 | 15 | 36 | B | 36 | 15 | B |

# Les étapes du test de Mann Whitney

- On fait la **somme** et la **moyenne observée des rangs** pour **groupe A** ($SR_1$, $MR_1$) **et groupe B** ($SR_2$ , $MR_2$), et la somme et la moyenne totale des rangs ($SR_T$ ,$MR_T$)
  $SR_1 = 39$
  $SR_2 = 81$

  $SR_T = 120 = N*(N+1)/2$ $\quad$ $N = n_1 + n_2 = 15$

  $MR_1 = 39 / n_1 = 39 / 7 = 5{,}57$
  $MR_2 = 81 / n_2 = 81/ 8 = 10{,}13$

  $MR_T = 8 = [N*(N+1)/2]/N = (N+1)/2$

La moyenne des rangs du chaque groupe donne une idée du milieu des rangs des deux échantillons:
ex. groupe 2 > groupe 1

- Sous l'hypothèse nulle les deux distributions ne sont pas différents.
  - Donc les rangs qui leur correspond doit être mixées de manière égale

# Les étapes du test de Mann–Whitney

- Calculer U en fonction de
  - $n_1$ et $n_2$ et $n_{g\ (1\ ou\ 2)}$
  - **On calcule les quantités $U_1$ et $U_2$ pour groupe 1 et le groupe 2:**

$$U = n_1 \times n_2 + n_g \times \frac{(n_g+1)}{2} - SR_g$$

$$U_1 = n_1 \times n_2 + n_1 \times \frac{(n_1+1)}{2} - SR_1 = 7 \times 8 + 7 \times \frac{(7+1)}{2} - 39 = 25$$

$$U_2 = n_1 \times n_2 + n_2 \times \frac{(n_2+1)}{2} - SR_2 = 7 \times 8 + 8 \times \frac{(8+1)}{2} - 81 = 11$$

- la statistique U du test de Mann-Whitney de l'échantillon est défini comme la plus petite des deux valeurs $\mathbf{U_1}$ et $\mathbf{U_2}$
- U = min ($U_1$, $U_2$)
- la statistique U va avoir une distribution symétrique autour de la

$$\text{moyenne} = \frac{n_1 \times n_2}{2}$$

# Les étapes du test de Mann–Whitney

**Determiner la valeur critique $U_\alpha$ (qui va donner RnonR= région de NON-Rejet de $H_0$)**

**Premier cas (petites échantillons): n ≤ 15** ⇒ on cherche dans la table de Mann-Whitney la valeur critique $U_\alpha$

**Deuxieme cas: n>15**⇨ la statistique du test U ≈ une loi normale $N(\mu, \sigma^2)$

ou moyenne $\mu = \frac{n_1 \times n_2}{2}$ et variance $\sigma^2 = \frac{n_1 \times n_2 \times (n_1 + n_2 + 1)}{12}$

⇨ on va deduir la variable Z centrée et réduite $Z = \frac{U-\mu}{\sigma} \approx N(0,1)$

⇨ RnonR = $]-Z_\propto, Z_\propto[$ ou $Z_\propto$ = valeur critique dans la table de la loi N (0,1)

# Les étapes du test de Mann–Whitney

**Calcul de la p-valeur**

**Premier cas: n ≤ 15** ⇨ $p = 2 \times Pr(U \leq U_o | sous\ H0)$ ou $U_o$ = valeure calculée ou observée de la statistique **U** = min ($U_1$, $U_2$)

**Deuxieme cas: n>15**⇨ $p = 2 \times Pr(|Z| \geq Z_o | sous\ H0)$ ou $Z_o$ = valeure calculée ou observée de la statistique **Z**

Decision du test basée sur la RnonR

**Premier cas: n ≤ 15:**

- Si $U_o \geq \boldsymbol{U}_\propto$ ⇨ on Ne rejette pas $H_0$
- Si $U_o < \boldsymbol{U}_\propto$ ⇨ on rejette $H_0 \rightarrow$ en faveur du $H_1$

**Deuxieme cas: n > 15:**

- Si $Z_o \geq \boldsymbol{Z}_\propto$ ⇨ on rejette $H_0 \rightarrow$ en faveur du $H_1$
- Si $Z_o < \boldsymbol{Z}_\propto$ ⇨ on NE rejette pas $H_0$

Decision du test basée sur la p-valeur:

- Si p-valeur < α (=0,05) => on rejet $H_0$ en faveur de $H_1$ (en faveur du $H_1$)
- Si p-valeur ≥ α (=0,05) => on ne peut pas rejeter $H_0$

# Les étapes du test de Mann–Whitney

## Decision du test pour notre exemple

Decision du test basée sur la Valeur critique $\boldsymbol{U}_{\propto}$

$U_o$=min (11, 25)=11 ≥ $\boldsymbol{U}_{\propto}$=10 (voir le diapositif suivant pour $n_1$=7, $n_2$=8 et alpha=0,05 ⇨ $\boldsymbol{U}_{\propto}$ =10) ⇨ on Ne rejette pas $H_0$ ⇨ au risque α = 5%, on ne peut pas dire qu'il existe (ou on n'a pas trouvé) une différence significative en ce qui concerne les valeurs de l'IMC chez les adolescents ayant une mode de vie active et ceux qui sont habitués à mener une vie sédentaire.

Decision du test basée sur la p-valeur:

p-valeur =0,051 ≥ α (=0,05) => on ne peut pas rejeter $H_0$⇨ au risque α = 5%, on ne peut pas dire qu'il existe (ou on n'a pas trouvé) une différence significative en ce qui concerne les valeurs de l'IMC chez les adolescents ayant une mode de vie active et ceux qui sont habitués à mener une vie sédentaire.

# La table de Mann=Whitney pour trouver les valeurs critiques $U_\alpha$ ($\alpha$=0,05; test bilatéral, tailles des deux échantillons $N_1$ et $N_2$ )

| $N_2$ / $N_1$ | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2 | | | | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 2 | 2 | 2 | 2 |
| 3 | 0 | 1 | 1 | 2 | 2 | 3 | 3 | 4 | 4 | 5 | 5 | 6 | 6 | 7 | 7 | 8 |
| 4 | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 4 | 5 | 6 | 7 | 9 | 10 | 11 | 11 | 12 | 13 | 14 |
| 5 | 2 | 3 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 17 | 18 | 19 | 20 |
| 6 | . | 5 | 6 | 8 | 10 | 11 | 13 | 14 | 16 | 17 | 19 | 21 | 22 | 24 | 25 | 27 |
| 7 | . | . | 8 | 10 | 12 | 14 | 16 | 18 | 20 | 22 | 24 | 26 | 28 | 30 | 32 | 34 |
| 8 | . | . | . | 13 | 15 | 17 | 19 | 22 | 24 | 26 | 29 | 31 | 34 | 36 | 38 | 41 |
| 9 | . | . | . | . | 17 | 20 | 23 | 26 | 28 | 31 | 34 | 37 | 39 | 42 | 45 | 48 |
| 10 | . | . | . | . | . | 23 | 26 | 29 | 33 | 36 | 39 | 42 | 45 | 48 | 52 | 55 |
| 11 | . | . | . | . | . | . | 30 | 33 | 37 | 40 | 44 | 47 | 51 | 55 | 58 | 62 |
| 12 | . | . | . | . | . | . | . | 37 | 41 | 45 | 49 | 53 | 57 | 61 | 65 | 69 |
| 13 | . | . | . | . | . | . | . | . | 45 | 50 | 54 | 59 | 63 | 67 | 72 | 76 |
| 14 | . | . | . | . | . | . | . | . | . | 55 | 59 | 64 | 69 | 74 | 78 | 83 |
| 15 | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | 64 | 70 | 75 | 80 | 85 | 90 |
| 16 | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | 75 | 81 | 86 | 92 | 98 |
| 17 | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | 87 | 93 | 99 | 105 |
| 18 | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | 99 | 106 | 112 |
| 19 | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | 113 | 119 |
| 20 | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | . | 127 |

Valeurs critiques ($U_{critique}$) à comparer avec la valeur observée sur les 2 groupes ($U_{observé}$)

# Le test de Kruskal-Wallis

- également appelée **ANOVA à un facteur sur les rangs**.
- vérifier si les échantillons proviennent de la même distribution.
- utilisé pour comparer les distributions d’une variable quantitative qui ne suit pas la loi Normale de probabilite ou d’une variable qualitative ordinale sur des k echantillons (k> 2)

# Le test de Kruskal-Wallis

## Quand s’applique le test?

Question de recherche: Y at-il une différence significative en ce qui concerne les distribution des valeurs ou scores d’une variable continue qui n’est pas normalement distribué ou d’une variable ordinale sur k échantillons?

**Conditions d’ application du test:**

- groups indépendantes
- Observation independantes dans chaque groupes
- la variable d’ intérêt:
  - quantitative continue/discrète ne suit pas la loi Normale
  - ou qualitative ordonnée (ordinale)

**Formulation des Hypotheses:**

$H_0$: Il n’y a pas de différence significative entre les distributions des scores/rangs dans les *k* populations

$H_1$: Il y a un différence significative entre les distributions des scores/rangs dans les *k* populations

**Choisir le niveau de signification α = 0,05**

# Le test de Kruskal-Wallis

Definir la statistique du test $H = \frac{12}{n \times (n+1)} \sum_{i=1}^{k} \frac{R_i^2}{n_i} - 3 \times (n+1)$ ou $n = n_1 + n_2 + \ldots + n_k$; $R_1, \ldots, R_k$= les sommes des rangs dans chacun de les $k$ groupes

La statistique du test H suit une distribution du Khi-deux à (k−1) degrés de liberté si la taille du chaque groupe ≥ 5.

Calcul de la valeur critique $H_\alpha$ a l' aide de la table du distribution du Khi-deux à (k−1) degrés de liberté si la taille du chaque groupe ≥ 5.
Calcul de la p-valeur = $Pr(H \geq H_o | sous\ H0)$

Decision du test basée sur la Valeur critique $H_\alpha$

- Si $H_o \geq \boldsymbol{H}_\propto$ ⇨ on rejette $H_0 \rightarrow$ en faveur du $H_1$
- Si $H_o < \boldsymbol{H}_\propto$ ⇨ on NE rejette pas $H_0$

Decision du test basée sur la p-valeur:

- Si p-valeur < α (=0,05) => on rejet $H_0 \rightarrow$ en faveur de $H_1$
- Si p-valeur ≥ α (=0,05) => on ne peut pas rejeter $H_0$

# Le test de Kruskal-Wallis

- Si p-Valeur <0,05 ⇒ faire une analyse post-hoc pour comparer les paires des échantillons à l'aide de tests de Mann-Whitney, en ajustant les p-valeurs pour le nombre de tests réalisés en utilisant la correction de Bonferroni

# Le test de FRIEDMAN (équivalent à l’analyse de variance ANOVA pour des mesures répétée)

## Quand s’applique le test?

Y at-il une différence significative en ce qui concerne la distributions des valeurs/scores/ranges d’une variable continue qui n’est pas normalement distribué ou d’une variable ordinale avec plusieurs mesures sur les mêmes sujets?

**Conditions d’applicabilité :**

- Plusieurs mesures de la même variable sont effectuées à des moments/conditions différents.
- variable d’ intérêt est ordinale ou une variable quantitative mais n'est pas normalement distribuée

**Formulation des Hypotheses:**

$H_0$: Il n’y a pas de différence significative entre les distributions des valeurs/scores/rangs mesures mesurées dans des différents conditions chez les mêmes sujets de la population d’ intérêt.

$H_1$: Il y a de différence significative entre les distributions des valeurs/scores/rangs mesures mesurées dans des différents conditions chez les mêmes sujets de la population d’ intérêt.

**Choisir le niveau de signification $\alpha = 0,05$**

Definir la statistique du test Q (test n'est généralement pas exécuté à la main, car les calculs prennent du temps )

# Le test de FRIEDMAN

| |
|---|
| La statistique du test Q suit une distribution du Khi-deux à (k−1) degrés de liberté si k = nombre de conditions ≥ et la taille de l' echantillon n≥ 13. |
| Si la statistique du test ≤ valeur critique or P-value < 0.05 on rejette $H_0$ → en faveur de $H_1$ |
| Calcul de la valeur critique $Q_\alpha$ a l' aide de la table du distribution du Khi-deux à (k−1) degrés de liberté<br>Calcul de la p-valeur = $Pr(H \geq H_o \vert sous\ H0)$ |
| Decision du test basée sur la Valeur critique $Q_\alpha$<br>– Si $Q_o \geq \boldsymbol{Q}_\propto$ ⇨ on rejette $H_0$ → en faveur du $H_1$<br>– Si $Q_o < \boldsymbol{Q}_\propto$ ⇨ on NE rejette pas $H_0$ |
| Decision du test basée sur la p-valeur:<br>– Si p-valeur < α (=0,05) => on rejet $H_0$ → en faveur de $H_1$<br>– Si p-valeur ≥ α (=0,05) => on ne peut pas rejeter $H_0$ |

# Le test de FRIEDMAN

- Si p-valeur <0,05 ⇒ on rejette H0 ⇒ faire une analyse post-hoc pour comparer les paires des échantillons à l'aide de test des rangs signés de Wilcoxon en ajustant les p-valeurs pour le nombre de tests réalisés en utilisant la correction de Bonferroni

# Revision des tests statistiques utilisés

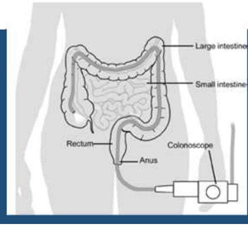
| Type variable | Nature des données | Statistique comparée | Test utilise | Paramètre du test | Région du rejet |
|---|---|---|---|---|---|
| **Tests statistiques pour comparer deux échantillons indépendants** | | | | | |
| Quantitative ou qualitative ordinale | Données ne suivent pas une distribution normale | ~médiane (si les distributions sont similaires)<br>- la distribution des rangs /moyenne des rangs | Test Mann Whitney U<br>Etapes:<br>Tableaux avec **toutes les valeurs** des deux échantillons<br>**Ordonnées** en ascendant<br>**Numéroter** du plus petit a le plus grand<br>**Donner un rang.** (Valeurs identiques, le rang = moyenne de la numérotation )<br>**Calculez la somme des rangs** pour group A et B | $SR_a$ somme rangs group a, $SR_b$ somme rangs group b, | Min $(U_1, U_2) \leq$ v.c. |
| **Tests statistiques pour deux échantillons dépendants/ apariees** | | | | | |
| Quantitative ou qualitative ordinale | Données ne suivent pas une distribution normale | ~médiane (si les distributions sont similaires)<br>- la distribution des rangs | Test Wilcoxon pour échantillons appariées<br>Etapes:<br>Calculer la **différence** des paires<br>**Ignorer les zéros**<br>**Ignorer les signes**<br>**Numéroter** du plus petit a le plus grand<br>**Donner le rang** 1, 2, 3…<br>(Valeurs identiques, le rang = moyenne de la numérotation )<br>**Calculez la somme des rangs positifs** (W+), et puis **négatifs** (W-). | $W_-$ somme rangs négatifs<br>$W_+$ somme rangs positifs | Min $(W_-, W_+) \leq$ v.c. |

v.c. – valeur critique. $n_1$ – nombre sujets dans group A, $n_2$ - nombre sujets dans group B. Min = le minimum entre les deux valeurs.

# Tests paramétriques versus les tests non paramétriques

| **Données** | **Nombre d' échantillons** | **Tests paramétriques (données normalement distribuées)** | **Tests non paramétriques (données ne suivent pas une distribution normale)** |
|---|---|---|---|
| qualitatives | | Khi- deux (Chi-carre) | Test exact de Fisher |
| Quantitatives (ou qualitatives ordinales) | 2 indépendants | Student (t) pour échantillons indépendants | Mann–Whitney U (Mann–Whitney –Wilcoxon) |
| | 2 appariées (dépendants) | Student (t) pour échantillons appariées | test des rangs signés de Wilcoxon (Wilcoxon pour échantillons appariées) |
| | > 2 indépendants | ANOVA (pour variances égales) ou ANOVA de Welch ou Brown Forsyth (pour variances inégales) | Kruskal Wallis |
| | > 2 dépendants | ANOVA à mesurées répétées | Friedman |

# Exemples d'articles scientifiques avec tests statistiques Mann-Whitney U, Kruskal-Wallis




Radiology. 2012 Jun;263(3):723-31. doi: 10.1148/radiol.12111523. http://pubs.rsna.org/doi/full/10.1148/radiol.12111523

**Patient acceptability and psychologic consequences of CT colonography compared with those of colonoscopy: results from a multicenter randomized controlled trial of symptomatic patients.**

von Wagner C[1], Ghanouni A, Halligan S, Smith S, Dadswell E, Lilford RJ, Morton D, Atkin W, Wardle J; SIGGAR Investigators.

**PURPOSE:** To use a randomized design to compare patients' short- and longer-term experiences after computed tomographic (CT) colonography or colonoscopy.

**MATERIALS AND METHODS:** After ethical approval, the trial was registered. Patients gave written informed consent. Five hundred forty-seven patients with symptoms suggestive of colorectal cancer who had been randomly assigned at a ratio of 2:1 to undergo either colonoscopy (n = 362) or CT colonography (n = 185) received a validated questionnaire to assess immediate test experience (including satisfaction, worry, discomfort, adverse effects) and a 3-month questionnaire to assess psychologic outcomes (including satisfaction with result dissemination and reassurance). **Data were analyzed by using Mann-Whitney U,** **Kruskal-Wallis**, and $\chi(2)$ test statistics.

**RESULTS:** Patients undergoing colonoscopy were less satisfied than those undergoing CT colonography (median score of 61 and interquartile range [IQR] of 55-67 vs median score of 64 and IQR of 58-70, respectively; P = .008) and significantly more worried (median score of 16 [IQR, 12-21] vs 15 [IQR, 9-19], P = .007); they also experienced more physical discomfort (median score of 39 [IQR, 29-51] vs 35 [IQR, 24-44]) and more adverse events (82 of 246 vs 28 of 122 reported feeling faint or dizzy, P = .039). However, at 3 months, they were more satisfied with how results were received (median score of 4 [IQR, 3-4] vs 3 [IQR, 3-3], P < .0005) and less likely to require follow-up colonic investigations (17 of 230 vs 37 of 107, P < .0005). No differences were observed between the tests regarding 3-month psychologic consequences of the diagnostic episode, except for a trend toward a difference (P = .050) in negative affect (unpleasant emotions such as distress), with patients undergoing CT colonography reporting less intense negative affect.

**CONCLUSION:** CT colonography has superior patient acceptability compared with colonoscopy in the short term, but colonoscopy offers some benefits to patients that become apparent after longer-term follow-up. The respective advantages of each test should be balanced when referring symptomatic patients.

## 2 echantillons – Mann-Whitney U

| | Colonoscopy (n = 251) | | CT Colonography (n = 128) | | |
|---|---|---|---|---|---|
| Scale and Item | Median Score | IQR | Median Score | IQR | P Value |
| Satisfaction scale (1–7) | | | | | |
| Satisfied | 7 | 5–7 | 7 | 6–7 | .122 |
| Staff were interested in me | 7 | 6–7 | 7 | 7–7 | .038* |
| Worry scale (1–7) | | | | | |
| Worried | 4 | 2–6 | 3 | 1–5 | .017* |
| Physical discomfort scale (1–7) | | | | | |
| Painful | 2 | 1–5 | 2 | 1–4 | .010* |
| I would have preferred to have been less awake | 4 | 4–6 | 4 | 2–4 | <.0005* |

http://www.amiconnecticut.com/CT-colonography.php
http://cdn.salix.com/colonoscopyprocedure/assets/images/colonoscopy-procedure.gif

# Exemples d'articles scientifiques avec tests statistiques de Mann-Whitney U

**Interprétation du tableau dans l' étude**

- On observe que: ils comparent différentes échelés psychologiques (variables quantitatives, pour – satisfaction,…, douleur – les valeurs grands indiquent plus de satisfaction, …, douleur - sur les lignes: « satisfaction scale », …, « painful »); pour deux techniques colonoscopie, et coloscopie virtuelle (sur les colonnes: « Colonoscopy », « CT Colonography»), on a les nombre des sujets par group, puis la médiane et l'intervalle interquartiles (IQR), et le résultat du test Mann Whitney U – la valeur du P (P value)
- **Énoncez les hypothèses nulle et alternative**, pour le test qui vérifie s'il y a une différence statistiquement significative entre la colonoscopie et la coloscopie virtuelle en ce qui concerne le niveau de inquiétude (voir dans le tableau la lignes pour « painful »)
- **H0 (hypothèse nulle):** il n'y a pas de différence statistiquement significative entre la colonoscopie et la coloscopie virtuelle en ce qui concerne le niveau du inquiétude
- **H1 (hypothèse alternative** - test bilatéral): il y a une différence statistiquement significative entre la colonoscopie et la coloscopie virtuelle en ce qui concerne le niveau du inquiétude .
- **Écrivez le nom du test** utilisé pour la comparaison: Le test Mann Whitney U

# Exemples d'articles scientifiques avec tests statistiques de Mann-Whitney U

**Interprétation du tableau dans l' étude**

**Ecrivez la valeur du P du test** (voir la colonne P)

- p=0.017

**Interpréter du point de vue statistique le résultat du test statistique , et argumentez votre réponse**

On peut dire qu'il y a une différence statistiquement significative entre la colonoscopie et la coloscopie virtuelle en ce qui concerne le niveau du inquiétude.

- parce que p=0.017 est plus petit que le niveau de signification de 0.05 (on peut rejeter l'hypothèse nulle)

**Interpréter du point de vue clinique les résultats:**

- **Ecrivez les médianes du douleur pour chaque groupe**

  la colonoscopie:4 et la coloscopie virtuelle 3

- **Ecrivez quel groupe a plus d' inquiétude**

  la colonoscopie (voir 4 > 3)

# Exemples d’articles scientifiques avec tests statistiques de Wilcoxon des rangs signées

Nutr J. 2014 Oct 14;13:99. doi: 10.1186/1475-2891-13-99. http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC4209065/

**Effects of 7 days on an ad libitum low-fat vegan diet: the McDougall Program cohort.**

McDougall J[1], Thomas LE, McDougall C, Moloney G, Saul B, Finnell JS, Richardson K, Petersen KM.

**BACKGROUND:**

Epidemiologic evidence, reinforced by clinical and laboratory studies, shows that the rich Western diet is the major underlying cause of death and disability (e.g, from cardiovascular disease and type 2 diabetes) in Western industrialized societies. The objective of this study is to document the effects that eating a low-fat (≤10% of calories), high-carbohydrate (~80% of calories), moderate-sodium, purely plant-based diet ad libitum for 7 days can have on the biomarkers of cardiovascular disease and type 2 diabetes.

**METHODS:**

Retrospective analysis of measurements of weight, blood pressure, blood sugar, and blood lipids and estimation of cardiovascular disease risk at baseline and day 7 from 1615 participants in a 10-day residential dietary intervention program from 2002 to 2011. **Wilcoxon's signed-rank test was used for testing the significance of changes from baseline.**

**RESULTS:**

The median (interquartile range, IQR) weight loss was 1.4 (1.8) kg ($p < .001$). **The median (IQR) decrease in total cholesterol was 22 (29) mg/dL ($p < .001$).** Even though most antihypertensive and antihyperglycemic medications were reduced or discontinued at baseline, **systolic blood pressure decreased by a median (IQR) of 8 (18) mm Hg ($p < .001$), diastolic blood pressure by a median (IQR) of 4 (10) mm Hg ($p < .001$),** and blood glucose by a median (IQR) of 3 (11) mg/dL ($p < .001$). For patients whose risk of a cardiovascular event within 10 years was >7.5% at baseline, the risk dropped to 5.5% (>27%) at day 7 ($p < .001$).

**CONCLUSIONS:**

A low-fat, starch-based, vegan diet eaten ad libitum for 7 days results in significant favorable changes in commonly tested biomarkers that are used to predict future risks for cardiovascular disease and metabolic diseases.

https://pixabay.com/static/uploads/photo/2015/10/09/21/40/fruit-980014_960_720.jpg

# Exemples d'articles scientifiques avec tests statistiques Kruskal-Wallis test pour ≥3 échantillons indépendants

Asia Pac Fam Med. 2015 May 21;14(1):5. doi: 10.1186/s12930-015-0022-7. eCollection 2015.

http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC4443656/

**Interventions for body weight reduction in obese patients during short consultations: an open-label randomized care setting.**

Kanke S[1], Kawai T[1], Takasawa N[1], Mashiyama Y[1], Ishii A[2], Kassai R[1].

**BACKGROUND:**

Family physicians should maintain regular contact with obese patients to ensure they effectively reduce their body Japan have on average only 6 (min) per consultation, and conventional interventions for body weight reduction re manpower. A brief intervention within the limited consultation time available is therefore needed. Here we invest reduction intervention for obese patients and the related factors for reducing body weight during routine consulta

**METHOD:**

We conducted an open-label randomized controlled trial at a family medicine clinic in Fukushima, Japan from Janu to 69 years with body mass index ≥25 who were diagnosed with hypertension, dyslipidemia, and/or type 2 diabete intervention or control group. At every consultation, body weight in the intervention group was measured by a far reduction advice in addition to usual care. The primary outcome was body weight change at 1-year follow up. Anal

**RESULT:**

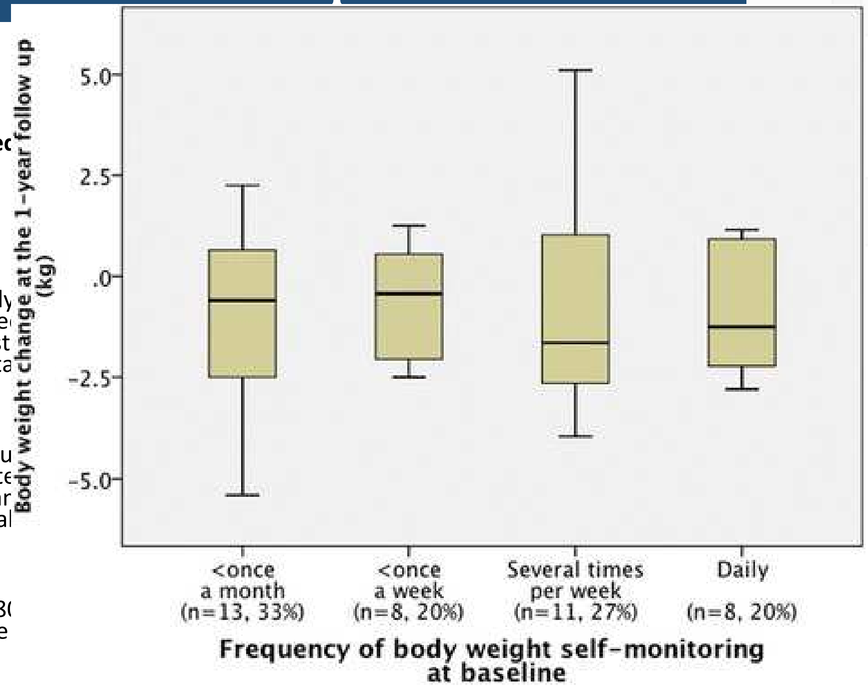
We randomly assigned 29 participants to the intervention group and 21 to the control group. Forty participants (8 follow up. At follow up, the median body weight change from baseline was not significantly different between the range [IQR] -2.5 to 1.0) kg in the intervention group and 0.2 (IQR -2.4 to 0.8) kg in the control group.

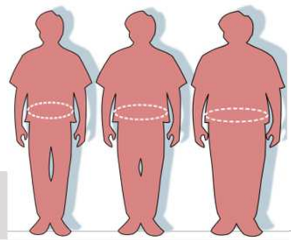
**CONCLUSION:**

We devised an intervention method for physicians to measure body weight and advise on weight reduction during routine consultations. In our setting, this method did not extend the consultation time, but also **had no significant additional effects on body weight reduction in moderately obese patients**.

**TRIAL REGISTRATION:**

This trial is registered with the UMIN Clinical Trial Registry (UMIN000002967).



**Data were analyzed using the Kruskal-Wallis test**

# Logiciels pour des tests non paramétriques

- R Commander (R)
  - Statistics/Nonparametric tests/
    - Two sample Wilcoxon test (Mann Whitney U)
      - Exact, and normal approx with continuity correction
    - Paired sample Wilcoxon test
    - Kruskal Wallis test
    - Friedman test
- EpiInfo
  - Means
    - Kruskal Wallis test
- **Excel – sans tests non paramétriques**

# Exemples des questions

**E1.** * Une étude a été réalisée pour comparer 56 médecins qui ont suit un cours des aptitudes de lire critique des articles medicaux scientifiques et 40 médecins sans avoir le cours, pour voir s'il y a des différences dans la qualité des aptitudes de lire critique des articles scientifiques des médecines. La qualité des aptitudes de lire critique des articles a été mesureé de 0 – mauvaise à 100 – très bonne, à l'aide d'un questionnaire pour les deux groups. Les données ne suivent pas une distribution normale.

A. un bon test à utiliser est un test non paramétrique équivalent du test t pour des échantillons indépendants

B. un bon test à utiliser est : Kruskal Wallis

C. un bon test à utiliser est : le test Wilcoxon pour échantillons appariées

D. un bon test à utiliser est : le test t pour des échantillons dépendants

E. un bon test à utiliser est : le test Z pour des échantillons indépendants

R1: A

# Exemples des questions

**E2.** Une étude a été réalisée sur 25 médecins pour voir si un cours de communication a amélioré la qualité de communication des médecines avec les patients. La qualité de communication a été mesure de 0 – mauvaise à 100 – très bonne, à l'aide d'un questionnaire. La qualité de communication a été mesure avant le cours de communication et après le cours. Les données ne suivent pas une distribution normale.

A. on bon test à utiliser est un test non paramétrique équivalent du test t pour des échantillons dépendants

B. un bon test à utiliser est : le test Mann Whitney U

C. un bon test à utiliser est : le test Wilcoxon pour échantillons appariées

D. un bon test à utiliser est : le test t pour des échantillons dépendants

E. un bon test à utiliser est : le test t pour des échantillons indépendants

à utiliser est : le test t pour des échantillons indépendants

R2: A, C

# Exemples des questions

E3. Une étude a été réalisée pour voir si un médicament A est meilleur que le médicament B pour réduire la moyenne du cortisol dans la session. Les données ne suivent pas une distribution normale. Les données sont :

| **Médicament** | **B** | **A** | **A** | **A** | **B** | **B** |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Cortisol** | 20 | 18 | 19 | 20 | 43 | 43 |

A. La liste des rangs associées à ces valeurs est : 3,5; 1; 2; 3,5; 5,5; 5,5
B. La liste des rangs associées à ces valeurs est : 3; 6; 5; 3,5; 1,5; 1,5
C. La liste des rangs associées à ces valeurs est : 4; 1; 2; 3; 5,5; 5,5
D. La somme des rangs de groupe B est : 14,5
E. La moyenne des rangs de groupe A est : 2

**R3: A, D**

*« The only relevant test of the validity of a hypothesis is comparison of prediction with experience." (Milton Friedman)*

# MERCI DE VOTRE ATTENTION!

www.azquotes.com