

Psy1004 – Section 4:

Statistiques inductives

Plan du cours:

- Varia
- 4.0: Idée générale
- 4.1: Structure d'un test
 - a) les hypothèses
 - b) le seuil
 - c) le test statistique
 - d) appliquer le test et conclure
- 4.2: Tests bicaudal vs. unicaudal
- 4.3: Intervalle de confiance
- 4.4: Le travail du statisticien
- 4.5: Test binomial sur une proportion
- 4.6: Test binomial sur une proportion utilisant l'approximation normale
- 4.7: Test des signes
- 4.8: Test de la médiane
- 4.9: Exemples

Disponible sur: <http://mapageweb.umontreal.ca/cousined/home/course/PSY1004>

- Aujourd'hui:
 - Remise du TP1,
 - Énoncé du TP2 disponible sur le site web
- Autre chose?
- Questions sur le cours 3: Probabilités

4.0: Idée générale (1/3)

Vos intuitions



Le vrai monde

Votre hypothèse formalisée

$$H_0: \mu_{\text{stress}} = 100$$

$$H_1: \mu_{\text{stress}} > 100$$

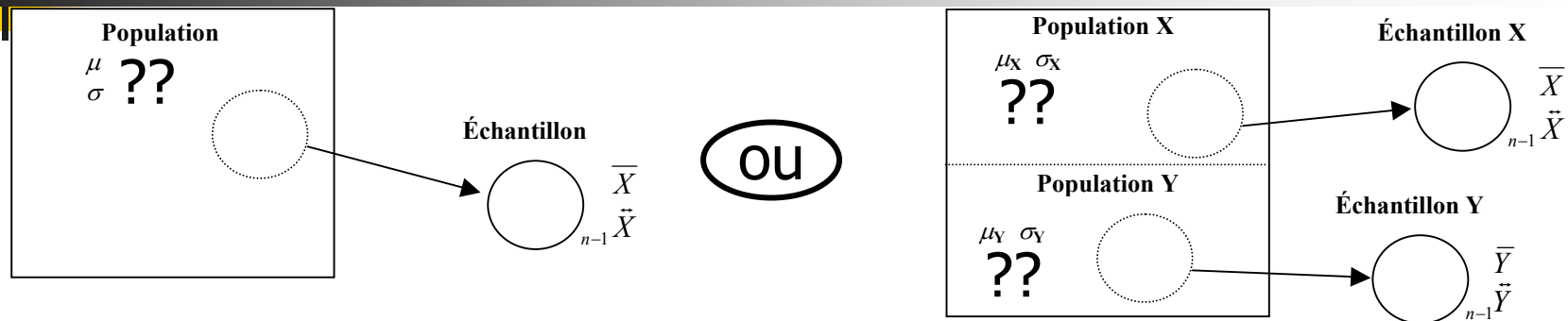
où μ est la consommation d'alcool, et 100 (disons), la consommation de base d'alcool.

Décider des conditions d'observation
Collecter un échantillon représentatif

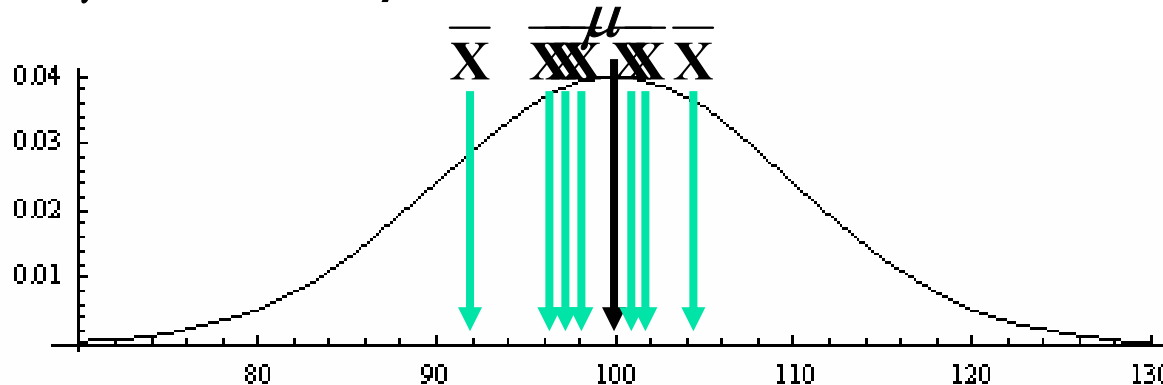
Le monde contrôlé
Test statistique

Décision à savoir si l'hypothèse formelle est rejetée ou pas

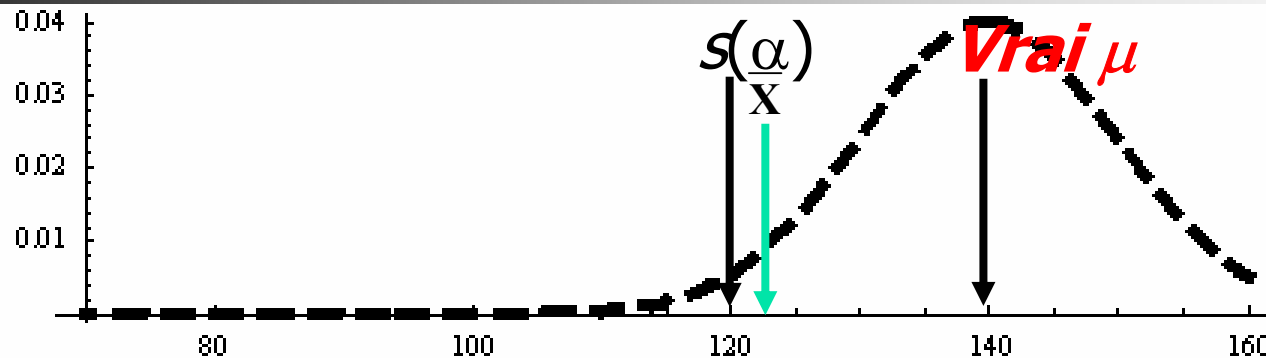
4.0: Idée générale (2/3)



- Les paramètres d'une population sont rarement connus...
- Les statistiques d'un échantillon sont connues.
- Jusqu'à quel point peut-on inférer l'un à partir de l'autre?
une moyenne est rarement **exactement** égale au paramètre μ : une moyenne d'échantillon est variable.

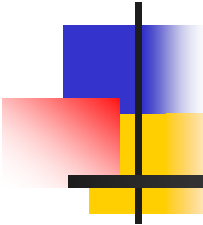


4.0: Idée générale (3/3)



- Lorsque l'on fait un test, on doit décider si $\bar{X}$ confirme que μ est de 100, et jusqu'à quel point.
- La façon de procéder est de se donner un critère de décision, une valeur critique $s(\alpha)$:
si $\bar{X}$ excède $s(\alpha)$, on dira que $\bar{X}$ est incompatible avec l'idée $\mu = 100$

<u>Décision</u>	Dans la réalité, l'hypothèse est:	
<u>On peut conclure:</u>	vraie (i.e. $\mu = 100$)	fausse (i.e. $\mu \neq 100$)
que l'hypothèse n'est pas fausse quand:	$\bar{X}$ est en deçà de $s(\alpha)$ (ERREUR β !)	
que l'hypothèse est fausse quand:	$\bar{X}$ est au delà de $s(\alpha)$ (ERREUR α !)	



4.1: Structure d'un test

a) les hypothèses (1/1)

- Poser les hypothèses statistiques H_0 (hypothèse nulle) et H_1 (hypothèse alternative).
 - L'hypothèse nulle est toujours très précise, alors que
 - L'hypothèse alternative inclut une infinité de cas possibles.
 - Les hypothèses portent toujours sur la population, sur des paramètres de la population qui sont inconnus.

- Ex: $H_0: \mu = 100$
 $H_1: \mu > 100$

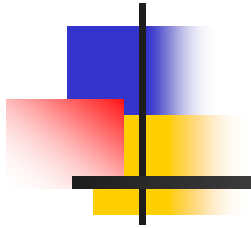
← une infinité de cas

- Ex: $H_0: \sigma = 10$
 $H_1: \sigma > 10$

(l'écart type d'une population)
← une infinité de cas

- Ex: $H_0: \text{asymétrie} = 0$
 $H_1: \text{asymétrie} > 0$

(L'asymétrie d'une population)
← une infinité de cas



Structure d'un test et Test Z

Disponible sur: <http://mapageweb.umontreal.ca/cousined/home/course/PSY1004>

4.1: Structure d'un test

b) le seuil (1/2)

- Comment choisir $s(\alpha)$ de telle façon que l'on ne commettra *pas* l'erreur α *trop souvent*?
- Qu'entend-t-on par: "*pas ... trop souvent*"?
- Exemples de seuils (présume que H_0 est vraie ET normal):

$\bar{X} - \mu > 1SE_{\bar{X}}$ peut se produire 31% du temps par
hasard: trop fréquent!

$\bar{X} - \mu > 2SE_{\bar{X}}$ peut se produire 4.6% du temps par
hasard: rarement (mieux).
(vérifiez ces pourcentages)

- La valeur "1" ou "2" ci-haut est la *valeur critique*, exprimée en unité d'erreur type.

4.1: Structure d'un test

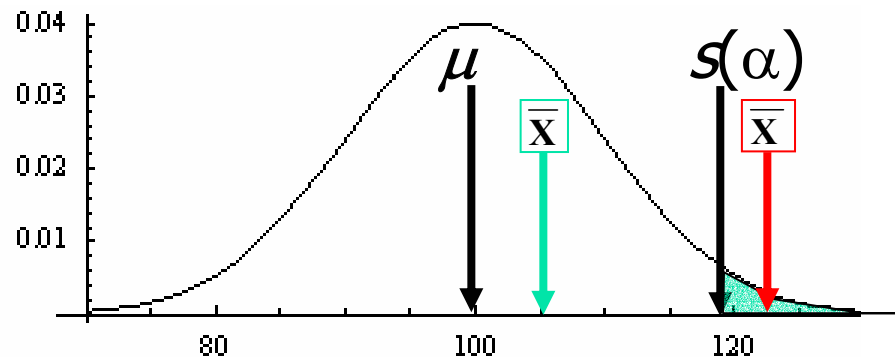
b) le seuil (2/2)

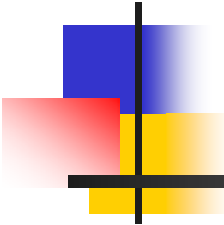
- 4.6% n'est pas un chiffre rond, on préfère 5% (1%, 10%)
Trouver la valeur critique $s(\alpha)$ telle que:

$$\bar{X} - \mu > s(\alpha) SE_{\bar{X}}$$

se produise par hasard seulement 5% du temps
(si H_0 est vraie ET normale) (doit être presque 2).

- Réponse: $s(\alpha)$ doit être placé à 1.64 erreur type de μ .
(ici, erreur type = 10)





4.1: Structure d'un test

c) le test statistique

- La décision se fait suivant la condition:

$$\text{rejet de } H_0 \text{ si } \bar{\mathbf{X}} - \mu > s(\alpha) SE_{\bar{\mathbf{X}}}$$

- ou encore, si on reformule la condition:

$$\text{rejet de } H_0 \text{ si } \frac{\bar{\mathbf{X}} - \mu}{SE_{\bar{\mathbf{X}}}} > s(\alpha)$$

- Un grand nombre de tests sont de cette forme:
La distance entre l'hypothèse et l'observé, mesuré en terme d'erreur type.

4.1: Structure d'un test

d) appliquer le test et conclure

- Exemple: Soit un échantillon de 25 sujets qui a une moyenne de 106, et un écart type de 10, on peut conclure
 - si les hypothèses $H_0 : \mu = 100$, $H_1 : \mu > 100$, et le seuil de 5%
 - (et si la population est normale), que...
 - l'hypothèse est ... {rejetée/non rejetée} ?

{l'erreur type est de 2 (i.e. $10/\sqrt{25}$), et donc la distance à μ , de 3}

- Interprétation:

"La moyenne observée dans notre échantillon diffère significativement de 100 ($z = 3$, $p < .05$)"

Le résultat trouvé

La table utilisée
par le test

Le seuil α ; l'alphabet grec n'existait
pas sur les vieilles dactylo...

On n'utilise pas les
symboles H_0 et H_1 dans
un rapport scientifique.

Un test a
été
effectué

4.2: Tests bicaudal vs. unicaudal

Dans certains cas, nos hypothèses de recherches limitent les hypothèses statistiques, par ex:

$$H_0: \mu = 100$$

$$H_1: \mu \neq 100$$

$$H_0: \mu = 100$$

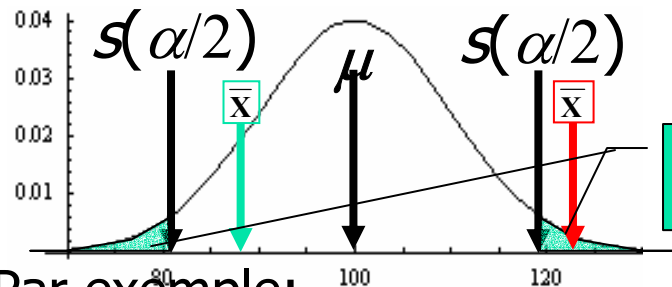
$$H_1: \mu > 100$$

Dans ces cas, on peut utiliser un test plus précis, ayant
2 valeurs critiques

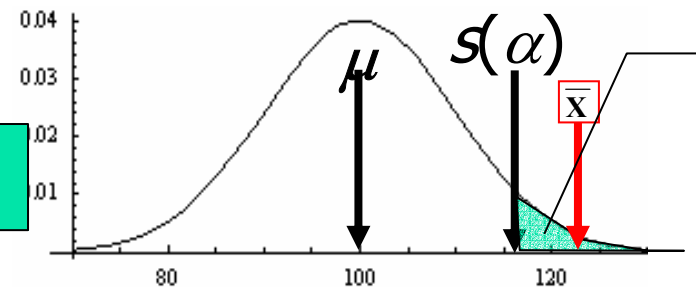
bicaudal/bidirectionnel, | |

1 valeur critique

unicaudal/unidirectionnel



2.5%



5%

Par exemple:

si $\alpha = 10\%$: $s(\alpha/2) = ?$

si $\alpha = 5\%$: $s(\alpha/2) = 1.96$

si $\alpha = 1\%$: $s(\alpha/2) = ?$

$s(\alpha) = ?$

$s(\alpha) = ?$

$s(\alpha) = ?$

4.3: Intervalle de confiance

- Un intervalle dans lequel μ , si pas exactement 100, doit se trouver, selon toutes probabilités. Qu'entend-t-on par "selon toutes probabilités"?
 - Très souvent; En général, on prend $1 - \alpha$, par exemple, 95%.
Il s'agit de la même chose que le test statistique!
- Par exemple, si $\alpha = 5\%$ (et normal), $s(\alpha/2) = 1.96$.
 - non rejet de H_0 si $|\bar{\mathbf{X}} - \mu| > s(\alpha/2) SE_{\bar{\mathbf{X}}}$
 - ➔ μ se trouve à $\pm 1.96 SE_{\bar{\mathbf{X}}}$ de $\bar{\mathbf{X}}$, si μ n'est pas exactement 100

L'intervalle de confiance à 95%

$$\left[\bar{\mathbf{X}} - 1.96 SE_{\bar{\mathbf{X}}}, \bar{\mathbf{X}} + 1.96 SE_{\bar{\mathbf{X}}} \right]$$

**contient μ dans 95% des cas
(i.e. 19 fois sur 20).**

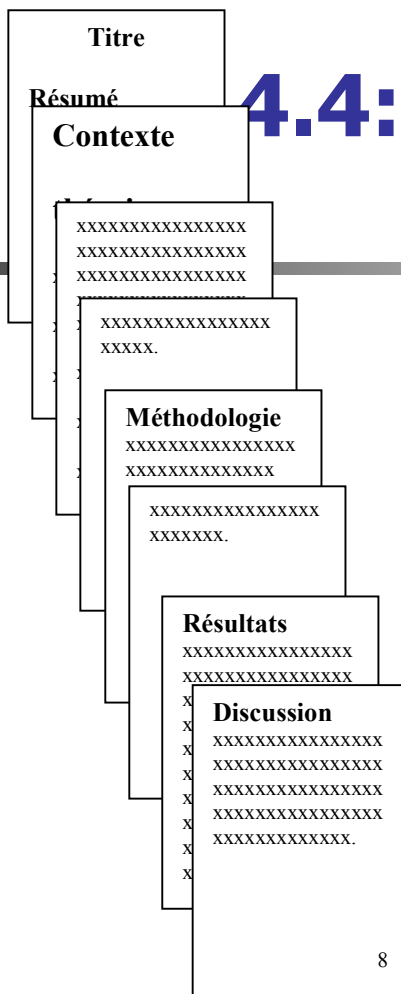
L'intervalle de confiance à $1 - \alpha$

$$\left[\bar{\mathbf{X}} - s(\alpha/2) SE_{\bar{\mathbf{X}}}, \bar{\mathbf{X}} + s(\alpha/2) SE_{\bar{\mathbf{X}}} \right]$$

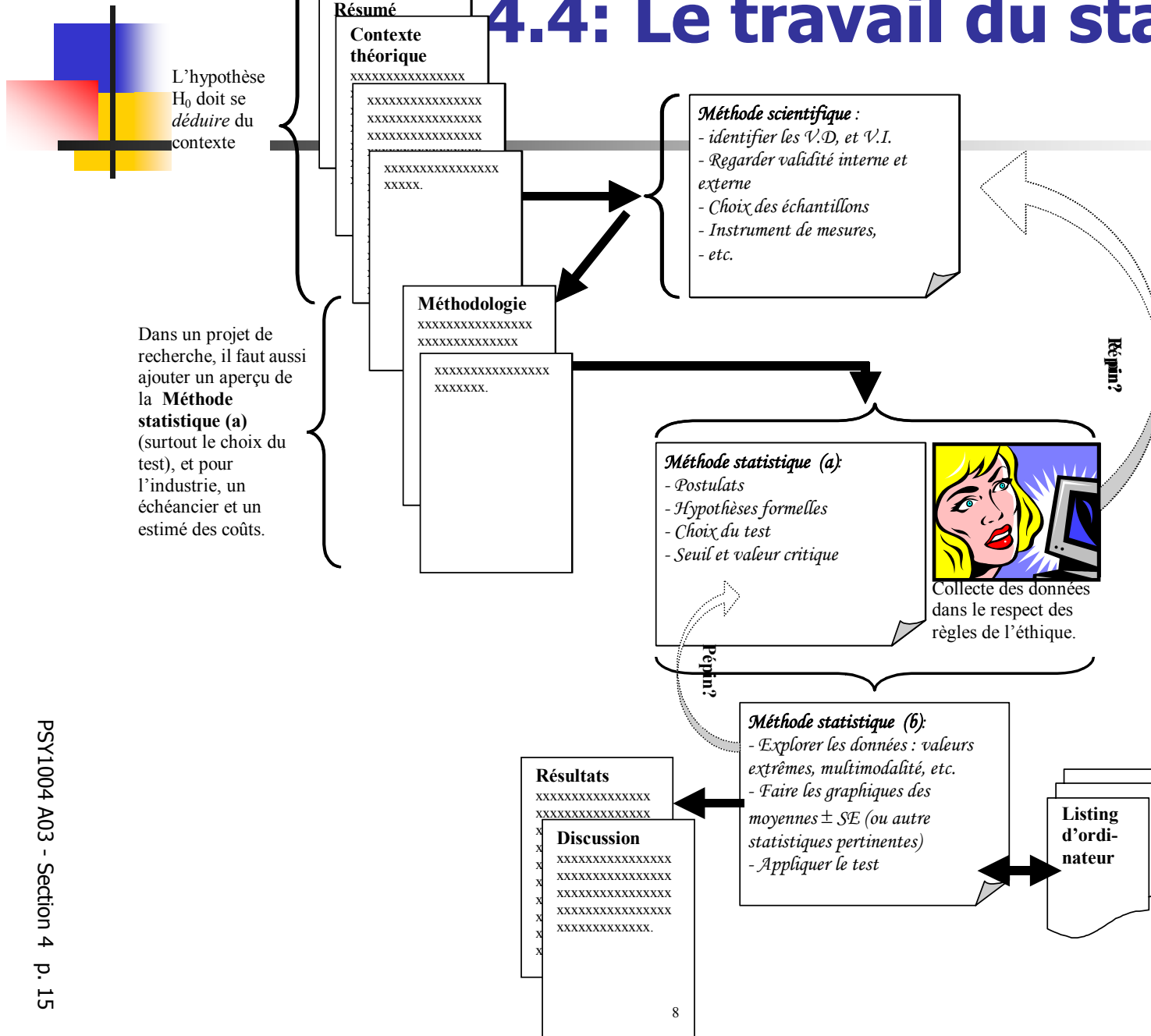
contient μ dans $1 - \alpha$ des cas.

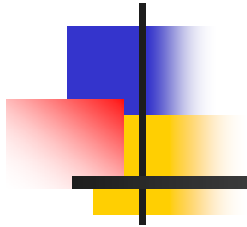
4.4: Le travail du statisticien (1/2)

La lecture d'un rapport de recherche laisse croire qu'écrire une recherche (thèse, mémoire) est un travail linéaire, sans détour...



4.4: Le travail du statisticien (2/2)





Trois types de tests binomiaux.

Disponible sur: <http://mapageweb.umontreal.ca/cousined/home/course/PSY1004>

4.5: Test binomial sur une proportion

a) méthode mélangeante

Postulats pour que le test soit valable:

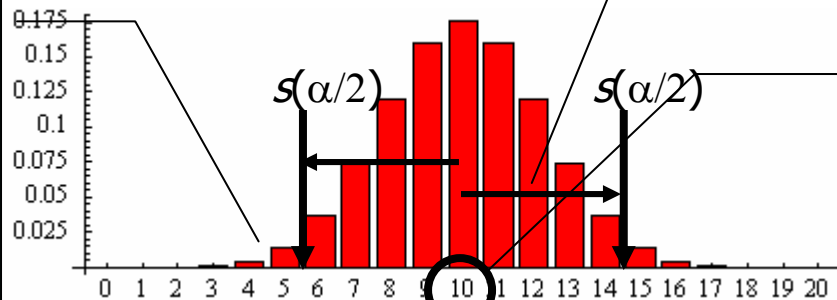
- chaque observation est binaire: succès ou échec
- notons le nombre de succès sur n observations: m

Test du genre:

rejet de H_0 si $|m - np| \geq d(\alpha/2)$

- où np est le nombre de succès attendu selon l'hypothèse

La distance critique est 5
car probabilité d'obtenir
0 ou 1 ou 2 ou 3 ou 4 ou 5
=
0.00+0.00+0.00+0.00+0.01
= 2.1% < $\alpha/2$



distance $d(\alpha/2)$ entre
la valeur probable et
les frontières

Par exemple, si
 $p = 1/2$ et $n = 20$,
 $np = 10$.

- m se distribue comme une binomiale $\mathcal{B}(n, p)$ où p est le contenu de l'hypothèse H_0 .
- On choisit donc $s(\alpha)$ dans une table $\mathcal{B}(n, p)$ tel que l'aire à l'extérieur du critère ne dépasse pas α .

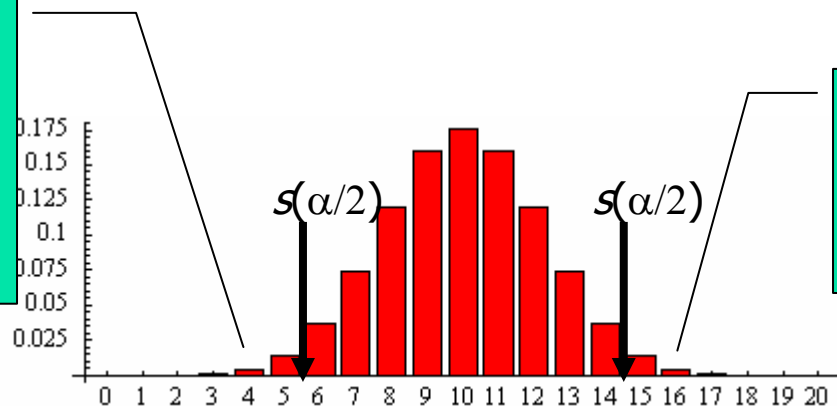
4.5: Test binomial sur une proportion

b) méthode avec zone de rejet

Test du genre:

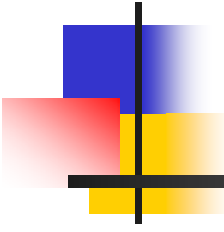
rejet de H_0 si $m \in \text{zone de rejet}$

La zone de rejet contient les histogrammes tel que leur total ne dépasse pas $\alpha/2$ à gauche et $\alpha/2$ à droite (si bicaudal)



Les histogrammes pour 15 à 20 totalisent 2.1% (rajouter l'histogramme 14 excède 2.5%)

- m se distribue comme une binomiale $\mathcal{B}(n, p)$ où p est le contenu de l'hypothèse H_0 .
- Par exemple, pour $n = 20$ et $p = 1/2$, la zone de rejet est $\{0, 1, 2, 3, 4, 5 \text{ et } 15, 16, 17, 18, 19, 20\}$



4.5: Test binomial sur une proportion

c) exemple

Soit une pièce de monnaie que l'on soupçonne truquée

a) $H_0: p = 1/2, H_1: p \neq 1/2$ {donc bicaudal}

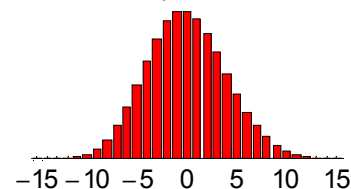
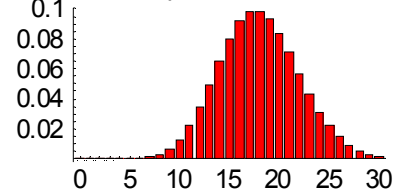
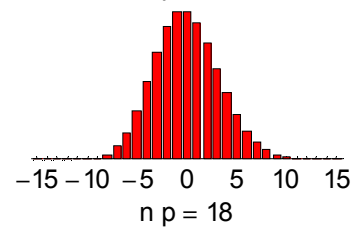
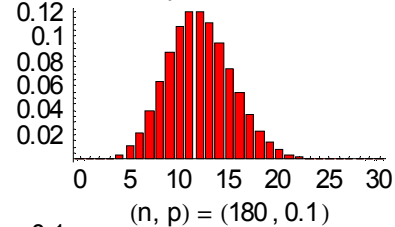
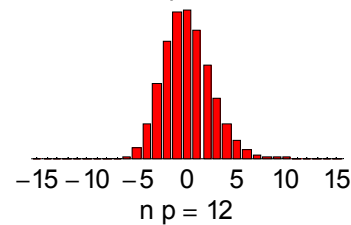
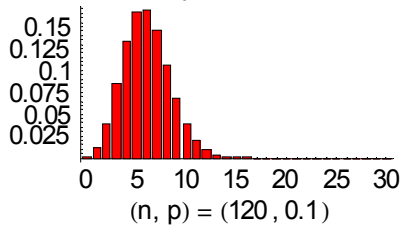
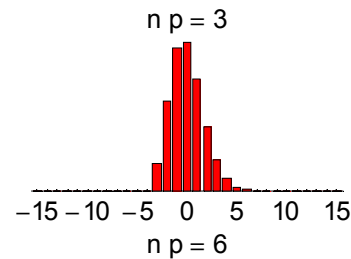
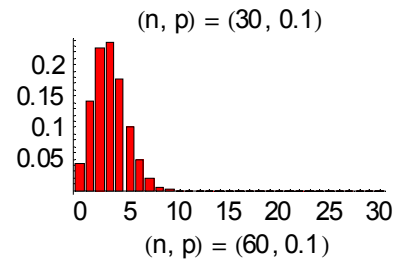
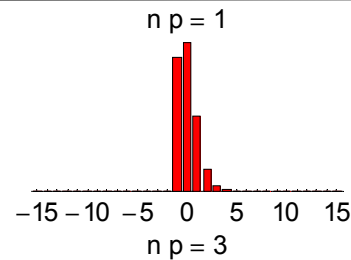
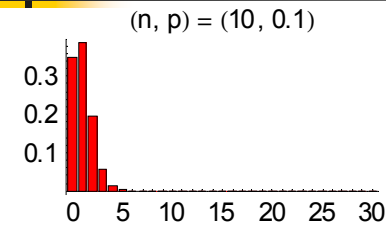
b) Seuil à 5% {a priori, avant de voir les données}

Collecte des données: $n = 20, m = 6$

c) Chaque lancée est binaire $\rightarrow s(\alpha/2)$ est lue sur une table binomiale, et utilise le test: rejet de H_0 si $m \in zone\ rejet$

d) Calcul (de la zone de rejet) et conclusion: "Sur 20 lancés, nous avons obtenu 6 piles. La pièce ne diffère pas significativement d'une pièce non truquée ($\mathcal{B}(20, 1/2) = 6, p > .05$)"

4.6: Test binomial sur une proportion utilisant l'approximation normale (1/3)



On remarque que plus $n p$ est grand, plus la distribution binomiale tend à être symétrique (colonne de gauche, où $p = 1/10$, très petit)

Si on centre à zéro la moyenne de ces graphes, on a des histogrammes qui ressemblent de plus en plus à une courbe normale standardisée

(en fait, l'asymétrie tend vers zéro et la kurtose vers 3, peu importe p);

Ceci a lieu quand:

$$n > 20 \text{ et } n p > 10;$$

Dans ces cas, on dit que la normale approxime la distribution binomiale

4.6: Test binomial sur une proportion utilisant l'approximation normale (2/3)

Postulats pour que le test soit valable:

- chaque observation est binaire: succès ou échec;
- $n > 20$ et $np > 10$;
- notons la proportion de succès sur n observations: $\bar{X} = m/n$

Test du genre (si bicaudal):

$$\text{rejet de } H_0 \text{ si } \frac{|\bar{X} - p|}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} > s(\alpha/2)$$

- où np est le nombre de succès attendu selon l'hypothèse
- La partie de gauche se distribue $\approx$ comme une normal $\mathcal{N}(0, 1)$.
- On choisi donc $s(\alpha/2)$ dans une table $\mathcal{N}(0, 1)$ tel que l'aire à l'extérieur du critère égale α .

4.6: Test binomial sur une proportion utilisant l'approximation normale (3/3)

Exemple 2:

Soit la même pièce de monnaie que l'on soupçonne truquée

a) $H_0: p = 1/2, H_1: p \neq 1/2$ {donc bicaudal}

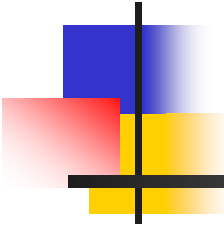
b) Seuil à 5% {a priori, avant de voir les données}

Collecte des données: $n = 200, m = 90$

c) Chaque lancée est binaire, mais $n > 20$ et $np > 10 \rightarrow s(\alpha/2)$ est lue sur une table normale $\mathcal{N}(0,1)$, et utilise le test: rejet de H_0 si

$$\frac{|\bar{X} - p|}{\sqrt{p(1-p)/n}} > s(\alpha/2)$$

d) Calcul et conclusion: "Sur 200 lancés, nous avons obtenu 90 piles. La pièce ne diffère pas significativement d'une pièce non truquée ($z = 1.41, p > .05$)"



4.7: Test des signes

a) idée

Lorsque l'on veut tester des données du type avant-après.

Postulats pour que le test soit valable:

- La population n'est pas du tout normale, soit très asymétrique ou multimodale (sinon, voir Section 5)
- notons par un + les scores qui sont meilleurs après qu'avant, et par un – les autres scores, et notons le nombre de + par ***m***.
- Le signe est binaire, et sa probabilité doit être de $\frac{1}{2}$.

Continuez avec un test

- binomial utilisant l'approximation normale si $n > 20$ et $np > 10$
- binomial standard sinon.

4.7: Test des signes

b) exemple

Sommes-nous plus intelligents les mercredi que les lundi?

On mesure le QI de 20 personnes, une fois un mercredi, une fois un lundi (ordre aléatoire).

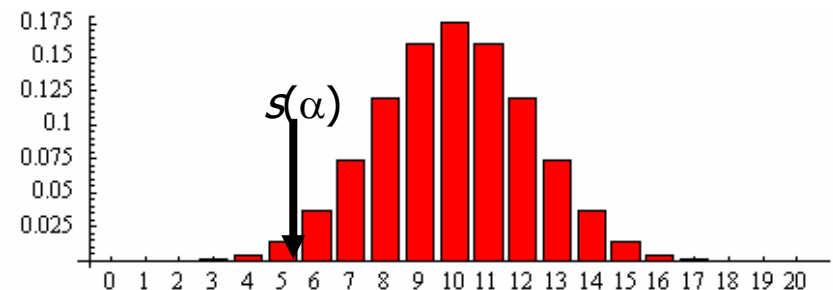
a) $H_0: QI_{\text{lundi}} = QI_{\text{mercredi}}; H_1: QI_{\text{lundi}} < QI_{\text{mercredi}};$

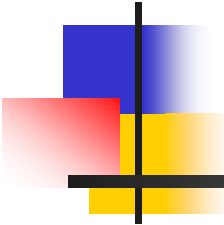
b) seuil $\alpha = 5\%$

Collecte des données: $m = 7$ sur $n = 20$ personnes

c) Choisir le test: test des signes (test binomial avec $p = 1/2$)

a) Calcul de la zone de rejet: $\{0, 1, 2, 3, 4, 5\}$; conclure: "Sur 20 personnes, 7 ont montré une baisse du QI lorsque mesuré un mercredi par rapport à lorsqu'ils sont mesuré un lundi, ce qui n'est pas significatif ($B(20, 1/2) = 7, p > .05$)."





4.8: Test de la médiane

a) la même idée

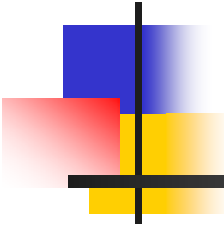
Lorsque l'on veut tester une tendance centrale d'un échantillon de score.

Postulats pour que le test soit valable:

- La population n'est pas du tout normale, soit très asymétrique ou multimodale (sinon, un test sur une moyenne est préférable; voir Section 5)
- notons par un + les scores qui sont supérieurs à la médiane, et par un – les autres scores, et notons le nombre de + par ***m***.
- Le signe est binaire, et sa probabilité doit être de $\frac{1}{2}$.

Continuez avec un test

- binomial utilisant l'approximation normale $n > 20$ et $np > 10$
- binomial standard sinon.



4.9: Exemples

1. Soit ces données
 $\mathbf{X} = \{1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 2, 2, 2, 2, 2, 3, 3, 3, 4, 5, 7, 9, 15\}$,
est-ce que la médiane peut-être de 2?
Quel signe met-on pour une donnée exactement de 2?
2. Soit ces données avant-après
 $\mathbf{X} = \{1, 1, 1, 1, 1, 2, 2, 8, 9, 9, 9, 9, 11, 12\}$ et
 $\mathbf{Y} = \{0, 1, 0, 2, 1, 2, 4, 9, 10, 11, 8, 7, 13, 11\}$,
est-ce que les scores ont changés après comparés à
avant?
Quel signe met-on si le score est inchangé?