

Population référence : citrons produits dans des conditions reproductibles par la firme agroalimentaire (population infinie).

Soit **X** la variable aléatoire (quantitative continue) : "diamètre des citrons en cm" ;

X suit une loi $N(7,0, 1,0)$

Soit **Y** la variable aléatoire (quantitative continue) : " concentration de pesticide absorbée par l'écorce d'un citron en mg/ml" ;

Y suit une loi $N(2,5, 0,2)$

a/ La proportion de citrons sélectionnées pour la vente dans la population référence (population infinie) **correspond à la probabilité** $P[(5,5 < X < 9,0) \cap (Y < 2,8)]$;

les 2 variables **X et Y étant indépendantes** :

$$P[(5,5 < X < 9,0) \cap (Y < 2,8)] = P(5,5 < X < 9,0) \times P(Y < 2,8) \quad ;$$

en appliquant le changement de variable $W=(X-7,0)/1,0$ et $Z=(Y-2,5)/0,2$:

$$\begin{aligned} P[(5,5 < X < 9,0) \cap (Y < 2,8)] &= P(5,5 < X < 9,0) \times P(Y < 2,8) \\ &= P(5,5-7,0 < W < 9,0-7,0) \times P[Z < (2,8-2,5)/0,2] \\ &= P(-1,5 < W < 2,0) \times P(Z < 1,5) \\ &= [1-P(W > 1,5) + P(W > 2,0)] \times [1-P(Z < 1,5)] \\ &= (1-0,0668 + 0,0228) \times (1-0,0668) \\ &= 0,9104 \times 0,9332 \\ &= 0,85 \end{aligned}$$

b/ Il s'agit de réaliser un **test de conformité** d'une **proportion** observée à une proportion exacte. **Posons Ho** : l'échantillon prélevé est issu de la population référence pour laquelle la proportion de citrons sélectionnés pour la vente est **P=0,85** (calculée en a/, caractérisant la population référence des citrons produits par la firme).

La variable d'échantillonnage P_o = « proportion de citrons sélectionnés pour la vente dans un échantillon de 35 citrons » subit, **sous l'hypothèse nulle Ho**, des **fluctuations d'échantillonnage** de nature **binomiale, approchable** ($N\pi=29,75$ et $N(1-\pi)=5,25$, sont supérieurs à 5) **par la loi normale** $N(0,85, 0,06)$

Calcul de P_o

Le tableau sur la page suivante permet d'établir que 23 citrons sont bons pour la vente dans un échantillon de 35 citrons. $P_o = 23/35$

Citrons

| diamètre (cm) | concentration pesticide (mg/ml) | Sélection du citron |
|---------------|---------------------------------|---------------------|
| 4,3 | 2,7 | non |
| 4,6 | 2,3 | non |
| 4,7 | 2,6 | non |
| 5,2 | 2,7 | non |
| 5,4 | 3,0 | non |
| 5,8 | 2,8 | oui |
| 6,0 | 2,4 | oui |
| 6,1 | 2,6 | oui |
| 6,1 | 2,6 | oui |
| 6,2 | 2,7 | oui |
| 6,2 | 3,1 | non |
| 6,5 | 2,1 | oui |
| 6,5 | 2,7 | oui |
| 6,6 | 2,5 | oui |
| 6,7 | 2,2 | oui |
| 6,7 | 2,6 | oui |
| 6,8 | 2,7 | oui |
| 6,8 | 2,9 | non |
| 6,9 | 2,6 | oui |
| 6,9 | 2,6 | oui |
| 6,9 | 2,5 | oui |
| 7,0 | 2,7 | oui |
| 7,2 | 2,5 | oui |
| 7,3 | 3,0 | non |
| 7,4 | 2,6 | oui |
| 7,4 | 2,8 | oui |
| 7,7 | 2,9 | non |
| 7,7 | 2,7 | oui |
| 8,0 | 2,3 | oui |
| 8,3 | 2,5 | oui |
| 8,4 | 2,5 | oui |
| 8,5 | 2,7 | oui |
| 9,0 | 3,0 | non |
| 9,2 | 2,6 | non |
| 9,4 | 2,4 | non |

Le **critère de test** est $\varepsilon_0 = (P_0 - 0,85) / 0,06$, qui donne $\varepsilon_0 = 3,20$ pour $P_0 = 0,66$ (23/35), soit $\alpha_0 = 0,14\%$ pour un test bilatéral (lecture de la table de la loi normale centrée réduite). Cette valeur de α_0 est très inférieure au risque seuil standard $\alpha = 5\%$.

Conclusion du test :

On rejette donc H_0 avec un risque de 1^{ère} espèce très faible, pratiquement nul.

Les différences observées sur la proportion de citrons « bons pour la vente » entre la population référence et l'échantillon sont significatives au risque seuil $\alpha=5\%$ (et même au risque de 1% !).

Origine possible des différences :

- mesures mal réalisées par le technicien ;
- quelque chose dans la production a changé, les citrons ne sont plus les mêmes ;
- $N \Pi$ est trop proche de 5 pour une approximation normale confortable ;
- l'échantillon n'a pas été tiré au hasard (non représentatif de la population) ;
- etc...

c/ Il s'agit cette fois d'effectuer **un test de conformité** d'une **moyenne** observée à une moyenne référence exacte, ce pour les 2 variables X et Y.

Pour ce 2^{ème} échantillon, chaque moyenne observée est accompagnée de son écart type σ_o . Mais on ne se sert pas de σ_o dans ces tests sur la moyenne !

En effet : μ et σ sont connus pour les 2 variables dans la population référence (attention, la variable d'échantillonnage n'est pas la variable d'étude X mais sa moyenne qui a pour variance σ^2/n ; de même concernant la variable Y).

X étant distribué normalement dans la population, sa moyenne l'est également.

Comme l'écart type exact σ est connu, on utilise le critère $\bullet_o = \frac{(\bar{X}_o - \mu)}{\sigma / \sqrt{N}}$

qui suit une loi normale centrée réduite. Le raisonnement est le même concernant Y et sa moyenne observée.

Premier test :

Test sur \bar{X}_0 :

Le critère de test est $\bullet_o = \frac{(6,8 - 7,0)}{0,5 \times \sqrt{50}}$

$\epsilon_o = 1,41$, qui donne $\alpha_o = 15,7\%$ pour un test bilatéral (lecture de la table de la loi normale centrée réduite). Cette valeur de α_o est très supérieure au risque seuil standard $\alpha=5\%$.

Conclusion du test :

On accepte **H₀**

Les différences observées pour la moyenne entre la population référence et l'échantillon sont imputables au hasard des fluctuations d'échantillonnage au risque seuil $\alpha=5\%$ (et même au risque de 10% !). La moyenne observée est conforme à celle de la population référence.

Deuxième test :

Test sur \bar{Y}_0 :

Le critère de test est $\bullet_0 = \left| (2,6 - 2,5) \right| / 0,2 \times \sqrt{50}$

$\varepsilon_0 = 3,54$, qui donne $\alpha_0 = 0,04\%$ pour un test bilatéral (lecture de la table de la loi normale centrée réduite). Cette valeur de α_0 est très inférieure au risque seuil standard $\alpha=5\%$, elle est même quasi nulle !

Conclusion du test :

On rejette **H₀**

Les différences observées pour la moyenne des concentrations de pesticide entre la population référence et l'échantillon sont significatives au risque seuil $\alpha=5\%$ (et même au risque de 1% !).

Origine possible des différences constatées sur le 1^{er} échantillon :

Ce deuxième test confirme celui réalisé en b/ : quelque chose ne va plus dans la production des citrons !

La moyenne observée pour le diamètre des citrons du 2^{ème} échantillon est pratiquement la même que pour le 1^{er} échantillon,

le doute concerne donc la variable Y : "concentration de pesticide absorbée par l'écorce d'un citron en mg/ml", qui explique les différences observées sur le premier échantillon et l'échec du test de conformité réalisé en b/.

Si l'on admet que le technicien a bien réalisé ses mesures sur un échantillon représentatif (Question 1-b/), la concentration de pesticide présente dans l'écorce des citrons est significativement différente de celle constatée dans la population référence (un test de conformité de la moyenne observée de Y pour le premier échantillon, donne $\varepsilon_0 = 2,96$ soit $\alpha_0 = 0,31\%!!!$).

La concentration de pesticide absorbée par l'écorce des citrons est trop forte par rapport à la population référence. Il faudrait d'urgence faire une enquête sur l'épandage du pesticide sur les citrons.