

# TD 2 : Estimation Ponctuelle et Distribution d'Échantillonnage de $\bar{x}$

## Exercice 1

Un échantillon de 25 PME du secteur agroalimentaire fournit les marges brutes suivantes (en %) : 12, 15, 11, 14, 13, 16, 12, 14, 15, 13, 11, 14, 12, 15, 13, 14, 16, 12, 13, 15, 14, 11, 13, 14, 12.

- 1) Calculez l'estimation ponctuelle de la marge moyenne  $\mu$  et de l'écart-type  $\sigma$  de la population.
- 2) Quelle est l'erreur type de  $\bar{x}$  si la population est considérée comme infinie ?

## Solution 1

- 1) Estimation ponctuelle de la marge moyenne :

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{25} x_i = \frac{335}{25} = 13.40 \% \Rightarrow \boxed{\hat{\mu} = 13.40 \%}$$

Estimation ponctuelle de l'écart-type de la population :

$$s^2 = \frac{1}{25 - 1} \sum_{i=1}^{25} (x_i - \bar{x})^2 = \frac{46}{24} \approx 1.92$$
$$s = \sqrt{1.92} \approx 1.39 \% \Rightarrow \boxed{\hat{\sigma} = 1.39 \%}$$

- 2) L'erreur type de  $\bar{x}$  (population infinie) :

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \approx \frac{1.39}{\sqrt{25}} = 0.278$$

L'erreur type mesure la dispersion attendue des moyennes d'échantillon autour de  $\mu$ .

## Exercice 2

La société EAI compte  $N = 2500$  employés. On sait que  $\mu = 51800$  \$ et  $\sigma = 4000$  \$ pour le salaire annuel. On prélève un échantillon aléatoire simple de  $n = 30$  employés.

- 1) Quelle est l'espérance mathématique de  $\bar{x}$  ?
- 2) Calculez l'erreur type de  $\bar{x}$  en justifiant l'usage (ou non) du facteur de correction pour population finie.
- 3) Quelle est la forme approximative de la distribution d'échantillonnage de  $\bar{x}$  ?

## Solution 2

1) Espérance mathématique de  $\bar{x}$  :

$$E(\bar{x}) = \mu = 51800\$$$

2) Erreur type de  $\bar{x}$  :

$$\frac{n}{N} = \frac{30}{2500} = 0.012 < 0.05$$

Le facteur de correction est négligeable.

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{4000}{\sqrt{30}} \approx 730.30\$$$

3) Forme approximative de la distribution d'échantillonnage de  $\bar{x}$  :

Comme  $n = 30 \geq 30$ , et en vertu du théorème central limite, la distribution d'échantillonnage de  $\bar{x}$  est approximativement normale :

$$\bar{x} \sim \mathcal{N}(51800, 730.30^2)$$

## Exercice 3

Un institut de sondage estime que le revenu mensuel moyen des ménages français est  $\mu = 2800 \text{ €}$  avec  $\sigma = 900 \text{ €}$ . On prélève un échantillon de  $n = 100$  ménages.

1) Calculez l'erreur type de  $\bar{x}$ .

2) Quelle est la probabilité que  $\bar{x}$  s'écarte de plus de  $\pm 150$  de  $\mu$ ? (On vous donne  $\Phi(1.67) = 0.9525$ )

## Solution 3

1) Erreur type de  $\bar{x}$  :

Le nombre de ménages  $N$  dans la population française n'est pas fourni. Mais si l'on que  $N \geq 2000$ , alors le facteur de correction pour taille finie est négligeable puisque :

$$\frac{n}{N} = \frac{100}{2000} = 0.05$$

Dans ce cas, l'erreur type de  $\bar{x}$  est donnée par :

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{900}{\sqrt{100}} = 90 \text{ €}$$

2) Probabilité que  $\bar{x}$  s'écarte de plus de  $\pm 150$  de  $\mu$  :

$$\begin{aligned} P(|\bar{x} - \mu| > 150) &= 1 - P(|\bar{x} - \mu| \leq 150) \\ &= 1 - P(-150 \leq \bar{x} - \mu \leq 150) \\ &= 1 - P(-150 + \mu \leq \bar{x} \leq 150 + \mu) \\ &= 1 - P(2650 \leq \bar{x} \leq 2950) \end{aligned}$$

Comme  $n = 100 \geq 30$ , et par application du théorème central limite, la distribution d'échantillonnage de  $\bar{x}$  est approximativement normale :

$$\bar{x} \sim \mathcal{N}(2800, 90^2)$$

Pour pouvoir utiliser la table de la loi normale, il convient d'abord de centrer et réduire la variable  $\bar{x}$  comme suit ( $E(\bar{x}) = \mu$ ) :

$$Z = \frac{\bar{x} - E(\bar{x})}{\sigma_{\bar{x}}} = \frac{\bar{x} - 2800}{90}$$

Les bornes inférieure et supérieure deviennent :

$$z_{\text{inf}} = \frac{2650 - 2800}{90} \approx -1.67 \qquad z_{\text{sup}} = \frac{2950 - 2800}{90} \approx 1.67$$

Ainsi,

$$\begin{aligned} P(2650 \leq \bar{x} \leq 2950) &= P(-1.67 \leq Z \leq 1.67) \\ &= P(Z \leq 1.67) - P(Z \leq -1.67) \\ &= P(Z \leq 1.67) - [1 - P(Z \leq 1.67)] \\ &= 2P(Z \leq 1.67) - 1 \\ &= 2\Phi(1.67) - 1 \\ &= 2 \times 0.9525 - 1 \\ &= 0.9050 \end{aligned}$$

Donc  $P(|\bar{x} - \mu| > 150) = 1 - 0.9050 = 0.0950$  soit 9.5 %.

## Exercice 4

Une usine produit des pièces dont le poids suit une loi normale de moyenne  $\mu = 250$  g et d'écart-type  $\sigma = 15$  g. Un contrôleur prélève un échantillon de  $n = 16$  pièces.

- 1) Quelle est la distribution exacte de  $\bar{x}$  ?
- 2) Calculez  $P(\bar{x} < 245)$ .

## Solution 4

- 1) Distribution exacte de  $\bar{x}$  :

Comme la population des pièces suit une loi normale d'espérance  $\mu = 250$  et de variance  $\sigma^2 = 15^2 = 225$ , alors  $\bar{x}$  suit également et exactement une loi normale d'espérance

$E(\bar{x}) = \mu$  et de variance  $\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n}$  :

$$\bar{x} \sim \mathcal{N}\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

Ici :

$$\bar{x} \sim \mathcal{N}\left(250, \frac{15^2}{16}\right)$$

L'erreur type de  $\bar{x}$  est donc :

$$\sigma_{\bar{x}} = \sqrt{\sigma_{\bar{x}}^2} = \sqrt{\frac{15^2}{16}} = 3.75 \text{ g}$$

2) Calcul de  $P(\bar{x} < 245)$  :

$$\begin{aligned}P(\bar{x} < 245) &= P\left(\frac{\bar{x} - 250}{3.75} < \frac{245 - 250}{3.75}\right) \\&= P(Z < -1.33) \\&= \Phi(-1.33) = 1 - \Phi(1.33) \\&= 1 - 0.9082 = 0.0918 = 9.18\%\end{aligned}$$

## Exercice 5

On étudie le temps de traitement des dossiers dans une administration. La population a  $\mu = 12$  jours et  $\sigma = 3$  jours. On prélève un échantillon de  $n = 36$  dossiers.

1) Calculez l'erreur type de  $\bar{x}$ .

2) Quelle est la probabilité que  $\bar{x}$  soit compris entre 11 et 13 jours? (on vous donne  $\Phi(2) = 0.9772$ )

3) Interprétez ce résultat pour un responsable qui souhaite que le délai moyen estimé soit précis.

## Solution 5

1) Erreur type de  $\bar{x}$  :

On suppose que la population des dossiers est de taille  $N$  infinie ou au moins égale à 720. Dans ce cas, le facteur de correction pour population de taille finie est négligeable et on peut calculer l'erreur type de  $\bar{x}$  selon la formule suivante :

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{3}{\sqrt{36}} = 0.5 \text{ jour}$$

2) Probabilité que  $\bar{x}$  soit compris entre 11 et 13 jours :

Puisque  $n = 36 \geq 30$ , alors par application du théorème central limite, la distribution d'échantillonnage de  $\bar{x}$  est approximativement normale d'espérance  $E(\bar{x}) = \mu = 12$  et de variance  $\sigma_{\bar{x}}^2 = 0.25$ , c'est à dire :

$$\bar{x} \sim \mathcal{N}(12, 0.25)$$

La probabilité que  $\bar{x}$  soit compris entre 11 et 13 jours s'obtient de la manière suivante :

$$\begin{aligned}P(11 \leq \bar{x} \leq 13) &= P\left(\frac{11 - 12}{0.5} \leq \frac{\bar{x} - 12}{0.5} \leq \frac{13 - 12}{0.5}\right) \\&= P(-2 \leq Z \leq 2) \\&= P(Z \leq 2) - P(Z \leq -2) \\&= \Phi(2) - \Phi(-2) \\&= \Phi(2) - [1 - \Phi(2)] \\&= 2\Phi(2) - 1 = 2 \times 0.9772 - 1 = 0.9544 = 95.44\%\end{aligned}$$

3) Interprétation :

Avec un échantillon de taille  $n = 36$ , il y a plus de 95% de chances que l'estimation  $\bar{x}$  ne s'écarte pas de plus d'un jour de la vraie moyenne  $\mu = 12$ . Cela justifie un échantillon de cette taille pour une précision acceptable.

## Exercice 6

Vrai ou Faux ? Justifiez.

- 1) L'erreur type de  $\bar{x}$  diminue lorsque la taille d'échantillon augmente.
- 2) Si  $n \geq 30$ , la distribution d'échantillonnage de  $\bar{x}$  est toujours exactement normale.
- 3) Pour une population finie avec  $n/N = 0.10$ , on peut ignorer le facteur de correction.
- 4)  $E(\bar{x}) = \mu$  quelle que soit la taille de l'échantillon.

## Solution 6

- 1) **Vrai** car :

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

Lorsque  $n$  augmente,  $\sigma_{\bar{x}}$  diminue (précision accrue).

- 2) **Faux** car le Théorème Central Limite donne une *approximation* normale pour  $n \geq 30$ . L'exactitude n'est garantie que si la population est normale.
- 3) **Faux** car la règle pratique est :

$$\frac{n}{N} \leq 0.05$$

Ici  $0.10 > 0.05$ , il faut donc utiliser le facteur de correction  $\sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$ .

- 4) **Vrai**. C'est la propriété d'absence de biais de  $\bar{x}$ , valable pour tout  $n \geq 1$  avec échantillonnage aléatoire simple.

## Exercice 7

Une banque souhaite estimer le montant moyen des crédits immobiliers. La population a  $\mu = 180000 \text{ €}$  et  $\sigma = 45000 \text{ €}$ . On prélève un échantillon de  $n = 50$  dossiers.

- 1) Calculez l'erreur type de  $\bar{x}$ .
- 2) Quelle est la probabilité que  $\bar{x}$  surestime  $\mu$  de plus de 10000 €? (on vous donne  $\Phi(1.57) = 0.9418$ )
- 3) Quelle taille d'échantillon faudrait-il pour que cette probabilité soit inférieure à 5%?

## Solution 7

- 1) Erreur type de  $\bar{x}$  :

On suppose que la population des crédits immobiliers est de taille  $N$  infinie ou qu'elle est au moins égale à 1000. Ainsi :

$$\frac{n}{N} = \frac{50}{1000} = 0.05 \leq 0.05$$

Dans ces conditions, le facteur de correction pour taille de population finie est négligeable et l'erreur type de  $\bar{x}$  est obtenue comme suit :

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{45000}{\sqrt{50}} \approx 6365 \text{ €}$$

- 2) Probabilité que  $\bar{x}$  surestime  $\mu$  de plus de 10000 € :

$$P(\bar{x} > \mu + 10000) = P(\bar{x} > 190000)$$

Comme  $n = 50 \geq 30$  et en application du Théorème Central Limite, la distribution d'échantillonnage de  $\bar{x}$  est approximativement normale d'espérance  $E(\bar{x}) = \mu = 180000$  et de variance  $\sigma_{\bar{x}}^2 = 6365^2$  :

$$\bar{x} \sim \mathcal{N}(180000, 6365^2)$$

Ainsi,

$$\begin{aligned} P(\bar{x} > 190000) &= P\left(\frac{\bar{x} - 180000}{6365} > \frac{190000 - 180000}{6365}\right) \\ &= P(Z > 1.57) \\ &= 1 - P(Z \leq 1.57) \\ &= 1 - \Phi(1.57) \\ &= 1 - 0.9418 = 0.0582 = 5.82\% \end{aligned}$$

3) Taille d'échantillon pour que cette probabilité soit inférieure à 5% :

$$\begin{aligned} P(\bar{x} > 190000) &< 0.05 \\ P\left(\frac{\bar{x} - E(\bar{x})}{\sigma/n} > \frac{190000 - E(\bar{x})}{\sigma/n}\right) &< 0.05 \\ P\left(Z > \frac{10000}{45000/\sqrt{n}}\right) &< 0.05 \\ 1 - P\left(Z \leq \frac{10000}{45000/\sqrt{n}}\right) &< 0.05 \\ 1 - 0.05 &< P\left(Z \leq \frac{10000}{45000/\sqrt{n}}\right) \\ \Phi(1.645) &< \Phi\left(\frac{10000}{45000/\sqrt{n}}\right) \\ 1.645 &< \frac{10000}{45000/\sqrt{n}} \\ \sqrt{n} &> \frac{1.645 \times 45000}{10000} \\ \sqrt{n} &> 7.4025 \\ n &> 54.8 \end{aligned}$$

Il faut donc  $n \geq 55$ .

## Exercice 8

Un fabricant de pneus affirme que la durée de vie moyenne de ses nouveaux pneus est  $\mu = 40000$  km avec  $\sigma = 3000$  km. Un test sur un échantillon de  $n = 36$  pneus donne  $\bar{x} = 39200$  km.

- 1) Sous l'hypothèse que l'affirmation du fabricant est vraie, quelle est la distribution de  $\bar{x}$  ?
- 2) Calculez la probabilité d'observer  $\bar{x} \leq 39200$  km.
- 3) Que pouvez-vous conclure sur la véracité de l'affirmation ?

## Solution 8

- 1) Sous l'hypothèse que l'affirmation du fabricant est vraie, et puisque la taille d'échantillon vérifie  $n = 36 \geq 30$ , la distribution échantillonnage de  $\bar{x}$  est approximativement normale selon le Théorème Central Limite :

$$\bar{x} \sim \mathcal{N}(E(\bar{x}), \sigma_{\bar{x}}^2)$$

Avec :

$$E(\bar{x}) = \mu = 40000 \text{ km} \qquad \sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{3000}{\sqrt{36}} = 500 \text{ km}$$

$$\bar{x} \sim \mathcal{N}(40000, 500^2)$$

- 2) Probabilité d'observer  $\bar{x} \leq 39200$  km :

$$\begin{aligned} P(\bar{x} \leq 39200) &= P\left(\frac{\bar{x} - 40000}{500} \leq \frac{39200 - 40000}{500}\right) \\ &= P(Z \leq -1.60) \\ &= \Phi(-1.60) \\ &= 1 - \Phi(1.60) \\ &= 1 - 9452 \\ &= 0.0548 = 5.48\% \end{aligned}$$

- 3) Cette probabilité est faible (mais pas exceptionnelle). On ne peut pas rejeter formellement l'affirmation au seuil de 5 %, mais le résultat incite à la prudence : un échantillon plus grand ou un intervalle de confiance serait nécessaire pour trancher.

## Exercice 9

Une population finie de  $N = 500$  entreprises a un chiffre d'affaires moyen  $\mu = 2$  M€ et  $\sigma = 0.8$  M€. On prélève un échantillon de  $n = 50$  entreprises.

- 1) Faut-il utiliser le facteur de correction pour population finie ? Justifiez.
- 2) Calculez l'erreur type de  $\bar{x}$  avec et sans ce facteur.
- 3) Quelle est l'erreur relative commise en l'ignorant ?

## Solution 9

- 1) **Oui**, il faut utiliser le facteur de correction, puisque :

$$\frac{n}{N} = \frac{50}{500} = 0.10 > 0.05$$

- 2) Erreur type de  $\bar{x}$  sans facteur :

$$\sigma_{\bar{x}}^{\text{inf}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{0.8}{\sqrt{50}} \approx 0.1132 \text{ M€}$$

Erreur type de  $\bar{x}$  avec facteur :

$$\begin{aligned} \sigma_{\bar{x}}^{\text{fn}} &= \sigma_{\bar{x}}^{\text{inf}} \times \sqrt{\frac{N-n}{N-1}} \\ &= 0.1132 \times \sqrt{\frac{450}{499}} \\ &\approx 0.1132 \times 0.9487 \approx 0.1074 \text{ M€} \end{aligned}$$

3) Erreur relative commise en ignorant le facteur de correction pour population finie :

$$\frac{0.1132 - 0.1074}{0.1074} \approx 5.4\%$$

Ignorer le facteur surestime l'erreur type de plus de 5%, ce qui peut conduire à des intervalles de confiance trop larges.

## Exercice 10

Le salaire horaire moyen dans un secteur est  $\mu = 18 \text{ €}$  avec  $\sigma = 4 \text{ €}$ . On prélève deux échantillons indépendants :  $n_1 = 25$  et  $n_2 = 100$ .

- 1) Calculez l'erreur type de  $\bar{x}$  pour chaque échantillon.
- 2) Comparez les probabilités que  $\bar{x}$  s'écarte de plus de  $\pm 1 \text{ €}$  de  $\mu$  pour les deux tailles. (on vous donne  $\Phi(1.25) = 0.8944$  et  $\Phi(2.5) = 0.9938$ )
- 3) Que concluez-vous sur l'effet de la taille d'échantillon sur la précision ?

## Solution 10

1) Pour  $n_1 = 25$  :

$$\sigma_{\bar{x}_1} = \frac{4}{\sqrt{25}} = 0.80 \text{ €}$$

Pour  $n_2 = 100$  :

$$\sigma_{\bar{x}_2} = \frac{4}{\sqrt{100}} = 0.40 \text{ €}$$

2) Pour  $n_1 = 25$  :

$$\begin{aligned} P(|\bar{x} - \mu| > 1) &= 1 - P(|\bar{x} - \mu| \leq 1) \\ &= 1 - P(-1 \leq \bar{x} - \mu \leq 1) \\ &= 1 - P(-1 + \mu \leq \bar{x} \leq 1 + \mu) \\ &= 1 - P(17 \leq \bar{x} \leq 19) \\ &= 1 - P\left(\frac{17 - 18}{0.80} \leq \frac{\bar{x} - 18}{0.80} \leq \frac{19 - 18}{0.80}\right) \\ &= 1 - P(-1.25 \leq Z \leq 1.25) \\ &= 1 - [P(Z \leq 1.25) - P(Z \leq -1.25)] \\ &= 1 - [\Phi(1.25) - \Phi(-1.25)] \\ &= 1 - [\Phi(1.25) - (1 - \Phi(1.25))] \\ &= 2 - 2\Phi(1.25) \\ &= 2 - 2 \times 0.8944 = 0.2112 \end{aligned}$$

Pour  $n_2 = 100$  :

$$\begin{aligned} P(|\bar{x} - \mu| > 1) &= 1 - P(|\bar{x} - \mu| \leq 1) \\ &= 1 - P(-1 \leq \bar{x} - \mu \leq 1) \\ &= 1 - P(-1 + \mu \leq \bar{x} \leq 1 + \mu) \\ &= 1 - P(17 \leq \bar{x} \leq 19) \\ &= 1 - P\left(\frac{17 - 18}{0.40} \leq \frac{\bar{x} - 18}{0.40} \leq \frac{19 - 18}{0.40}\right) \\ &= 1 - P(-2.5 \leq Z \leq 2.5) \\ &= 1 - [P(Z \leq 2.5) - P(Z \leq -2.5)] \\ &= 1 - [\Phi(2.5) - \Phi(-2.5)] \\ &= 1 - [\Phi(2.5) - (1 - \Phi(2.5))] \\ &= 2 - 2\Phi(2.5) \\ &= 2 - 2 \times 0.9938 = 0.0124 \end{aligned}$$

La probabilité d'erreur importante passe de 21.12 % à 1.24 % quand on quadruple la taille d'échantillon.

- 3) Augmenter  $n$  réduit l'erreur type proportionnellement à  $1/\sqrt{n}$ , ce qui améliore fortement la précision. Cependant, les gains sont décroissants : passer de 25 à 100 divise l'erreur type par 2, mais il faudrait  $n = 400$  pour la diviser encore par 2.

## Exercice 11

Une variable aléatoire  $X$  suit une loi normale  $\mathcal{N}(100, 15^2)$ . On prélève un échantillon de taille  $n$ .

- 1) Pour  $n = 9$ , calculez  $P(95 \leq \bar{x} \leq 105)$ .
- 2) Pour quelle valeur minimale de  $n$  a-t-on  $P(98 \leq \bar{x} \leq 102) \geq 0.95$  ?

## Solution 11

- 1) Calcul de  $P(95 \leq \bar{x} \leq 105)$  :

Puisque la population est distribuée selon une loi normale  $\mathcal{N}(100, 15^2)$ , alors tout échantillon de cette population est également distribué selon une loi normale, et la distribution d'échantillonnage de  $\bar{x}$  est aussi normale  $\mathcal{N}(E(\bar{x}), \sigma_{\bar{x}}^2)$  avec :

$$\begin{aligned} E(\bar{x}) &= \mu = 100 \\ \sigma_{\bar{x}} &= \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{15}{\sqrt{9}} = 5 \end{aligned}$$

Ainsi :

$$\bar{x} \sim \mathcal{N}(100, 5^2)$$

Par conséquent,

$$\begin{aligned}
 P(95 \leq \bar{x} \leq 105) &= P\left(\frac{95 - 100}{5} \leq \frac{\bar{x} - 100}{5} \leq \frac{105 - 100}{5}\right) \\
 &= P(-1 \leq Z \leq 1) \\
 &= P(Z \leq 1) - P(Z \leq -1) \\
 &= \Phi(1) - \Phi(-1) \\
 &= \Phi(1) - [1 - \Phi(1)] \\
 &= 2\Phi(1) - 1 \\
 &= 2 \times 0.8413 - 1 \\
 &= 0.6826
 \end{aligned}$$

2) La valeur minimale de  $n$  qui vérifie  $P(98 \leq \bar{x} \leq 102) \geq 0.95$  :

$$\begin{aligned}
 P\left(\frac{98 - 100}{15/\sqrt{n}} \leq Z \leq \frac{102 - 100}{15/\sqrt{n}}\right) &\geq 0.95 \\
 P\left(-\frac{2\sqrt{n}}{15} \leq Z \leq \frac{2\sqrt{n}}{15}\right) &\geq 0.95 \\
 P\left(Z \leq \frac{2\sqrt{n}}{15}\right) - P\left(Z \leq -\frac{2\sqrt{n}}{15}\right) &\geq 0.95 \\
 \Phi\left(\frac{2\sqrt{n}}{15}\right) - \Phi\left(-\frac{2\sqrt{n}}{15}\right) &\geq 0.95 \\
 \Phi\left(\frac{2\sqrt{n}}{15}\right) - \left[1 - \Phi\left(\frac{2\sqrt{n}}{15}\right)\right] &\geq 0.95 \\
 2\Phi\left(\frac{2\sqrt{n}}{15}\right) - 1 &\geq 0.95 \\
 \Phi\left(\frac{2\sqrt{n}}{15}\right) &\geq 0.975 \\
 \Phi\left(\frac{2\sqrt{n}}{15}\right) &\geq \Phi(1.96) \\
 \frac{2\sqrt{n}}{15} &\geq 1.96 \\
 \sqrt{n} &\geq \frac{1.96 \times 15}{2} = 14.7
 \end{aligned}$$

Ainsi  $n \geq 216.09 \Rightarrow n_{\min} = 217$ .

## Exercice 12

Un économiste étudie la productivité du travail. La population a  $\mu = 50$  unités/heure et  $\sigma = 10$  unités/heure. Il prélève un échantillon de  $n = 64$  travailleurs.

- 1) Quelle est la probabilité que  $\bar{x}$  soit supérieur à 52 unités/heure ?
- 2) Si l'économiste observe  $\bar{x} = 52.5$ , peut-il conclure que la productivité a augmenté ?

## Solution 12

1) Probabilité que  $\bar{x}$  soit supérieur à 52 unités/heure :

L'échantillon étant de taille  $n = 64$  supérieure à 30, le Théorème Central Limite

nous permet d'approcher la distribution d'échantillonnage de  $\bar{x}$  par une loi normale :

$$\bar{x} \sim \mathcal{N}(E(\bar{x}), \sigma_{\bar{x}}^2)$$

avec :

$$E(\bar{x}) = \mu = 50$$

On suppose que la population des travailleurs est de taille  $N$  infinie ou au moins égale à 1280. Dans ce cas, on a :

$$\frac{n}{N} = \frac{64}{1200} \leq 0.05$$

De cette manière, l'erreur type de  $\bar{x}$  est calculée sans utiliser le facteur de correction pour population de taille finie comme suit :

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{10}{\sqrt{64}} = 1.25$$

Finalement, la distribution d'échantillonnage de  $\bar{x}$  est :

$$\bar{x} \sim \mathcal{N}(50, 1.25)$$

Calculons à présent la probabilité que  $\bar{x}$  soit supérieur à 52 unités/heure :

$$\begin{aligned} P(\bar{x} > 52) &= 1 - P(\bar{x} \leq 52) \\ &= 1 - P\left(\frac{\bar{x} - 50}{1.25} \leq \frac{52 - 50}{1.25}\right) \\ &= 1 - P(Z \leq 1.6) \\ &= 1 - \Phi(Z \leq 1.6) \\ &= 1 - 0.9452 \\ &= 0.0548 = 5.48\% \end{aligned}$$

2) Pour  $\bar{x} = 52.5$  :

$$\begin{aligned} P(\bar{x} \geq 52.5) &= P\left(\frac{\bar{x} - 50}{1.25} \geq \frac{52.5 - 50}{1.25}\right) \\ &= P(Z \geq 2) \\ &= 1 - P(Z < 2) \\ &= 1 - \Phi(2) \\ &= 1 - 0.9772 = 0.0228 = 2.28\% \end{aligned}$$

Cette probabilité est faible : si  $\mu$  était toujours 50, observer une telle moyenne serait rare. Cela suggère une augmentation, mais un test d'hypothèse formel (avec seuil de significativité) serait nécessaire pour conclure statistiquement.

---

— D'autres exercices sont en cours de préparation —