Notions de statistiques pour les essais cliniques
première partie

CIC CHUGA – Grenoble

Marc Manceau

14 décembre 2022

Motivation

Omniprésence des stats dans les essais cliniques

Recours aux stats pour répondre à une grande variété de questions :

1. Est-ce qu'un traitement fonctionne ? Quel est son effet attendu ?
2. Est-ce qu'un EIG survient plus fréquemment sous traitement que sans traitement ?
3. Est-ce qu'une méthode de diagnostic fonctionne de façon appropriée ?
4. Quels facteurs de risque peut-on associer à une maladie ?
5. Peut-on prédire la réponse d'un patient à un traitement ?
6. Est-ce qu'un corpus d'études cliniques indépendantes supporte un effet d'un traitement ?
7. Quel nombre de patients doit-on inclure dans une étude ?
8. Quelle est l'espérance de vie d'un patient ?

Repose sur des concepts et du jargon à maîtriser.

Session 1 Principes généraux d'estimation et de procédures de tests.
Loi normale, statistiques résumées, intervalle de confiance, risque α, risque β, puissance, p-value, tests multiples et inflation du risque α.

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Motivation

Omniprésence des stats dans les essais cliniques

Recours aux stats pour répondre à une grande variété de questions :

1. Est-ce qu'un traitement fonctionne ? Quel est son effet attendu ?
2. Est-ce qu'un EIG survient plus fréquemment sous traitement que sans traitement ?
3. Est-ce qu'une méthode de diagnostic fonctionne de façon appropriée ?
4. Quels facteurs de risque peut-on associer à une maladie ?
5. Peut-on prédire la réponse d'un patient à un traitement ?
6. Est-ce qu'un corpus d'études cliniques indépendantes supporte un effet d'un traitement ?
7. Quel nombre de patients doit-on inclure dans une étude ?
8. Quelle est l'espérance de vie d'un patient ?

Repose sur des concepts et du jargon à maîtriser.

Session 1 Principes généraux d'estimation et de procédures de tests.
Loi normale, statistiques résumées, intervalle de confiance, risque α, risque β, puissance, p-value, tests multiples et inflation du risque α.

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Motivation

Omniprésence des stats dans les essais cliniques

Recours aux stats pour répondre à une grande variété de questions :

1. Est-ce qu'un traitement fonctionne ? Quel est son effet attendu ?
2. Est-ce qu'un EIG survient plus fréquemment sous traitement que sans traitement ?
3. Est-ce qu'une méthode de diagnostic fonctionne de façon appropriée ?
4. Quels facteurs de risque peut-on associer à une maladie ?
5. Peut-on prédire la réponse d'un patient à un traitement ?
6. Est-ce qu'un corpus d'études cliniques indépendantes supporte un effet d'un traitement ?
7. Quel nombre de patients doit-on inclure dans une étude ?
8. Quelle est l'espérance de vie d'un patient ?

Repose sur des concepts et du jargon à maîtriser.

Session 1 Principes généraux d'estimation et de procédures de tests.
Loi normale, statistiques résumées, intervalle de confiance, risque α, risque β, puissance, p-value, tests multiples et inflation du risque α.

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Motivation

Omniprésence des stats dans les essais cliniques

Recours aux stats pour répondre à une grande variété de questions :

1. Est-ce qu'un traitement fonctionne ? Quel est son effet attendu ?
2. Est-ce qu'un EIG survient plus fréquemment sous traitement que sans traitement ?
3. Est-ce qu'une méthode de diagnostic fonctionne de façon appropriée ?
4. Quels facteurs de risque peut-on associer à une maladie ?
5. Peut-on prédire la réponse d'un patient à un traitement ?
6. Est-ce qu'un corpus d'études cliniques indépendantes supporte un effet d'un traitement ?
7. Quel nombre de patients doit-on inclure dans une étude ?
8. Quelle est l'espérance de vie d'un patient ?

Repose sur des concepts et du jargon à maîtriser.

Session 1 Principes généraux d'estimation et de procédures de tests.
Loi normale, statistiques résumées, intervalle de confiance, risque α, risque β, puissance, p-value, tests multiples et inflation du risque α.

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Motivation

Omniprésence des stats dans les essais cliniques

Recours aux stats pour répondre à une grande variété de questions :

1. Est-ce qu'un traitement fonctionne ? Quel est son effet attendu ?
2. Est-ce qu'un EIG survient plus fréquemment sous traitement que sans traitement ?
3. Est-ce qu'une méthode de diagnostic fonctionne de façon appropriée ?
4. Quels facteurs de risque peut-on associer à une maladie ?
5. Peut-on prédire la réponse d'un patient à un traitement ?
6. Est-ce qu'un corpus d'études cliniques indépendantes supporte un effet d'un traitement ?
7. Quel nombre de patients doit-on inclure dans une étude ?
8. Quelle est l'espérance de vie d'un patient ?

Repose sur des concepts et du jargon à maîtriser.

Session 1 Principes généraux d'estimation et de procédures de tests.
Loi normale, statistiques résumées, intervalle de confiance, risque α, risque β, puissance, p-value, tests multiples et inflation du risque α.

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Motivation

Omniprésence des stats dans les essais cliniques

Recours aux stats pour répondre à une grande variété de questions :

1. Est-ce qu'un traitement fonctionne ? Quel est son effet attendu ?
2. Est-ce qu'un EIG survient plus fréquemment sous traitement que sans traitement ?
3. Est-ce qu'une méthode de diagnostic fonctionne de façon appropriée ?
4. Quels facteurs de risque peut-on associer à une maladie ?
5. Peut-on prédire la réponse d'un patient à un traitement ?
6. Est-ce qu'un corpus d'études cliniques indépendantes supporte un effet d'un traitement ?
7. Quel nombre de patients doit-on inclure dans une étude ?
8. Quelle est l'espérance de vie d'un patient ?

Repose sur des concepts et du jargon à maîtriser.

Session 1 Principes généraux d'estimation et de procédures de tests.
Loi normale, statistiques résumées, intervalle de confiance, risque α, risque β, puissance, p-value, tests multiples et inflation du risque α.

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Motivation

Omniprésence des stats dans les essais cliniques

Recours aux stats pour répondre à une grande variété de questions :

1. Est-ce qu'un traitement fonctionne ? Quel est son effet attendu ?
2. Est-ce qu'un EIG survient plus fréquemment sous traitement que sans traitement ?
3. Est-ce qu'une méthode de diagnostic fonctionne de façon appropriée ?
4. Quels facteurs de risque peut-on associer à une maladie ?
5. Peut-on prédire la réponse d'un patient à un traitement ?
6. Est-ce qu'un corpus d'études cliniques indépendantes supporte un effet d'un traitement ?
7. Quel nombre de patients doit-on inclure dans une étude ?
8. Quelle est l'espérance de vie d'un patient ?

Repose sur des concepts et du jargon à maîtriser.

Session 1 Principes généraux d'estimation et de procédures de tests.
Loi normale, statistiques résumées, intervalle de confiance, risque α, risque β, puissance, p-value, tests multiples et inflation du risque α.

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Motivation

Omniprésence des stats dans les essais cliniques

Recours aux stats pour répondre à une grande variété de questions :

1. Est-ce qu'un traitement fonctionne ? Quel est son effet attendu ?
2. Est-ce qu'un EIG survient plus fréquemment sous traitement que sans traitement ?
3. Est-ce qu'une méthode de diagnostic fonctionne de façon appropriée ?
4. Quels facteurs de risque peut-on associer à une maladie ?
5. Peut-on prédire la réponse d'un patient à un traitement ?
6. Est-ce qu'un corpus d'études cliniques indépendantes supporte un effet d'un traitement ?
7. Quel nombre de patients doit-on inclure dans une étude ?
8. Quelle est l'espérance de vie d'un patient ?

Repose sur des concepts et du jargon à maîtriser.

Session 1 Principes généraux d'estimation et de procédures de tests.
Loi normale, statistiques résumées, intervalle de confiance, risque α, risque β, puissance, p-value, tests multiples et inflation du risque α.

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Motivation

Omniprésence des stats dans les essais cliniques

Recours aux stats pour répondre à une grande variété de questions :

1. Est-ce qu'un traitement fonctionne ? Quel est son effet attendu ?
2. Est-ce qu'un EIG survient plus fréquemment sous traitement que sans traitement ?
3. Est-ce qu'une méthode de diagnostic fonctionne de façon appropriée ?
4. Quels facteurs de risque peut-on associer à une maladie ?
5. Peut-on prédire la réponse d'un patient à un traitement ?
6. Est-ce qu'un corpus d'études cliniques indépendantes supporte un effet d'un traitement ?
7. Quel nombre de patients doit-on inclure dans une étude ?
8. Quelle est l'espérance de vie d'un patient ?

Repose sur des concepts et du jargon à maîtriser.

Session 1 Principes généraux d'estimation et de procédures de tests.
Loi normale, statistiques résumées, intervalle de confiance, risque α, risque β, puissance, p-value, tests multiples et inflation du risque α.

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Motivation

Omniprésence des stats dans les essais cliniques

Recours aux stats pour répondre à une grande variété de questions :

1. Est-ce qu'un traitement fonctionne ? Quel est son effet attendu ?
2. Est-ce qu'un EIG survient plus fréquemment sous traitement que sans traitement ?
3. Est-ce qu'une méthode de diagnostic fonctionne de façon appropriée ?
4. Quels facteurs de risque peut-on associer à une maladie ?
5. Peut-on prédire la réponse d'un patient à un traitement ?
6. Est-ce qu'un corpus d'études cliniques indépendantes supporte un effet d'un traitement ?
7. Quel nombre de patients doit-on inclure dans une étude ?
8. Quelle est l'espérance de vie d'un patient ?

Repose sur des concepts et du jargon à maîtriser.

Session 1 Principes généraux d'estimation et de procédures de tests.
Loi normale, statistiques résumées, intervalle de confiance, risque α, risque β, puissance, p-value, tests multiples et inflation du risque α.

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Motivation

Omniprésence des stats dans les essais cliniques

Recours aux stats pour répondre à une grande variété de questions :

1. Est-ce qu'un traitement fonctionne ? Quel est son effet attendu ?
2. Est-ce qu'un EIG survient plus fréquemment sous traitement que sans traitement ?
3. Est-ce qu'une méthode de diagnostic fonctionne de façon appropriée ?
4. Quels facteurs de risque peut-on associer à une maladie ?
5. Peut-on prédire la réponse d'un patient à un traitement ?
6. Est-ce qu'un corpus d'études cliniques indépendantes supporte un effet d'un traitement ?
7. Quel nombre de patients doit-on inclure dans une étude ?
8. Quelle est l'espérance de vie d'un patient ?

Repose sur des concepts et du jargon à maîtriser.

Session 1 Principes généraux d'estimation et de procédures de tests.
Loi normale, statistiques résumées, intervalle de confiance, risque α, risque β, puissance, p-value, tests multiples et inflation du risque α.

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Motivation

Omniprésence des stats dans les essais cliniques

Recours aux stats pour répondre à une grande variété de questions :

1. Est-ce qu'un traitement fonctionne ? Quel est son effet attendu ?
2. Est-ce qu'un EIG survient plus fréquemment sous traitement que sans traitement ?
3. Est-ce qu'une méthode de diagnostic fonctionne de façon appropriée ?
4. Quels facteurs de risque peut-on associer à une maladie ?
5. Peut-on prédire la réponse d'un patient à un traitement ?
6. Est-ce qu'un corpus d'études cliniques indépendantes supporte un effet d'un traitement ?
7. Quel nombre de patients doit-on inclure dans une étude ?
8. Quelle est l'espérance de vie d'un patient ?

Repose sur des concepts et du jargon à maîtriser.

Session 1 Principes généraux d'estimation et de procédures de tests.
Loi normale, statistiques résumées, intervalle de confiance, risque α, risque β, puissance, p-value, tests multiples et inflation du risque α.

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Motivation

Notre exemple de travail

Pathologie fictive avec symptômes de perte de poids, somnolence, perte d'équilibre.

Essai clinique fictif deux bras, randomisés, en aveugle, pour tester l'effet d'un traitement.

Suivi de 6 mois entre une visite d'inclusion et une visite de fin de suivi.

Variables mesurées :

group "Control" ou "Treatment".

sex "M" ou "F".

age age en années.

height taille en m.

weight_t0 poids en kg à l'inclusion.

diff_weight différence entre le poids à la fin du suivi et celui de départ.

feels_sleepy "morning", "afternoon", "always" à la fin du suivi.

n_falls nombre de chutes du patient sur la période de suivi.

t_compliance temps en jours de suivi strict du traitement.

Quel est l'effet du traitement ?

Motivation

Notre exemple de travail

Pathologie fictive avec symptômes de perte de poids, somnolence, perte d'équilibre.

Essai clinique fictif deux bras, randomisés, en aveugle, pour tester l'effet d'un traitement.

Suivi de 6 mois entre une visite d'inclusion et une visite de fin de suivi.

Variables mesurées :

group "Control" ou "Treatment".

sex "M" ou "F".

age age en années.

height taille en m.

weight_t0 poids en kg à l'inclusion.

diff_weight différence entre le poids à la fin du suivi et celui de départ.

feels_sleepy "morning", "afternoon", "always" à la fin du suivi.

n_falls nombre de chutes du patient sur la période de suivi.

t_compliance temps en jours de suivi strict du traitement.

Quel est l'effet du traitement ?

Motivation

Notre exemple de travail

Pathologie fictive avec symptômes de perte de poids, somnolence, perte d'équilibre.

Essai clinique fictif deux bras, randomisés, en aveugle, pour tester l'effet d'un traitement.

Suivi de 6 mois entre une visite d'inclusion et une visite de fin de suivi.

Variables mesurées :

group "Control" ou "Treatment".

sex "M" ou "F".

age age en années.

height taille en m.

weight_t0 poids en kg à l'inclusion.

diff_weight différence entre le poids à la fin du suivi et celui de départ.

feels_sleepy "morning", "afternoon", "always" à la fin du suivi.

n_falls nombre de chutes du patient sur la période de suivi.

t_compliance temps en jours de suivi strict du traitement.

Quel est l'effet du traitement ?

Motivation

Notre exemple de travail

Pathologie fictive avec symptômes de perte de poids, somnolence, perte d'équilibre.

Essai clinique fictif deux bras, randomisés, en aveugle, pour tester l'effet d'un traitement.

Suivi de 6 mois entre une visite d'inclusion et une visite de fin de suivi.

Variables mesurées :

group "Control" ou "Treatment".

sex "M" ou "F".

age age en années.

height taille en m.

weight_t0 poids en kg à l'inclusion.

diff_weight différence entre le poids à la fin du suivi et celui de départ.

feels_sleepy "morning", "afternoon", "always" à la fin du suivi.

n_falls nombre de chutes du patient sur la période de suivi.

t_compliance temps en jours de suivi strict du traitement.

Quel est l'effet du traitement ?

Motivation

Notre exemple de travail

Pathologie fictive avec symptômes de perte de poids, somnolence, perte d'équilibre.

Essai clinique fictif deux bras, randomisés, en aveugle, pour tester l'effet d'un traitement.

Suivi de 6 mois entre une visite d'inclusion et une visite de fin de suivi.

Variables mesurées :

group "Control" ou "Treatment".

sex "M" ou "F".

age age en années.

height taille en m.

weight_t0 poids en kg à l'inclusion.

diff_weight différence entre le poids à la fin du suivi et celui de départ.

feels_sleepy "morning", "afternoon", "always" à la fin du suivi.

n_falls nombre de chutes du patient sur la période de suivi.

t_compliance temps en jours de suivi strict du traitement.

Quel est l'effet du traitement ?

Motivation

Plan de présentation

Motivation

Vocabulaire
- Distribution discrète
- Distribution continue
- Mesures de tendance centrale
- Mesures de dispersion

Estimation
- Estimation de moyenne
- Théorème central limite
- Intervalle de confiance

Tests
- Principe général
- Asymétrie des risques de première et seconde espèce
- P-value
- Exemple d'un test T
- Tests multiples

Conclusion

Vocabulaire

Motivation

Vocabulaire
- Distribution discrète
- Distribution continue
- Mesures de tendance centrale
- Mesures de dispersion

Estimation
- Estimation de moyenne
- Théorème central limite
- Intervalle de confiance

Tests
- Principe général
- Asymétrie des risques de première et seconde espèce
- P-value
- Exemple d'un test T
- Tests multiples

Conclusion

Vocabulaire

Distribution discrète

Valeurs discrètes binaires, catégories, entiers.

Loi de probabilité la fonction théorique qui associe à toute valeur x_i la probabilité de l'observer à l'issue d'une expérience aléatoire donnée : $P(X = x_i)$.

Histogramme empirique la fonction représentant la distribution (nombre ou proportion) de chaque valeur possible dans un échantillon de valeurs observées.

Exo illustrer la distribution empirique des variables `sex`, `feels_sleepy`, `n_falls`.

Vocabulaire

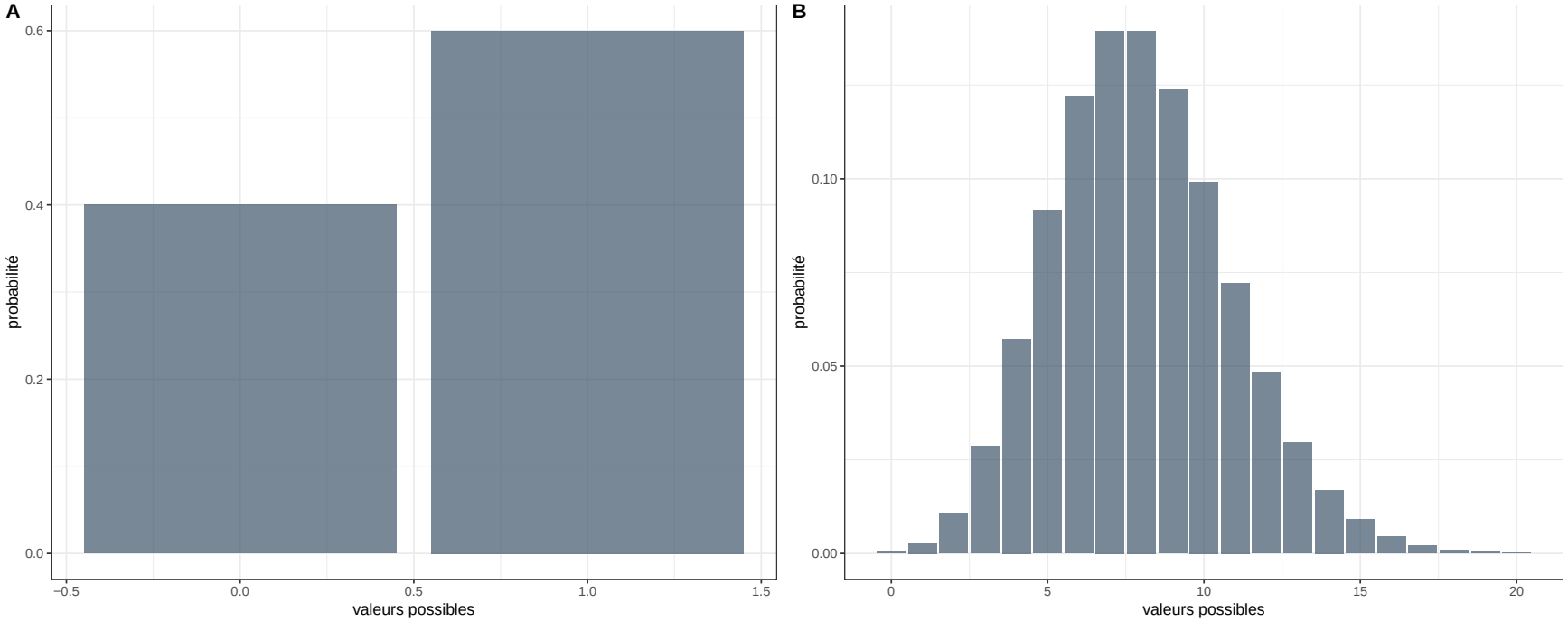
Distribution discrète

Valeurs discrètes binaires, catégories, entiers.

Loi de probabilité la fonction théorique qui associe à toute valeur x_i la probabilité de l'observer à l'issue d'une expérience aléatoire donnée : $P(X = x_i)$.

Histogramme empirique la fonction représentant la distribution (nombre ou proportion) de chaque valeur possible dans un échantillon de valeurs observées.

Exo illustrer la distribution empirique des variables `sex`, `feels_sleepy`, `n_falls`.



Vocabulaire

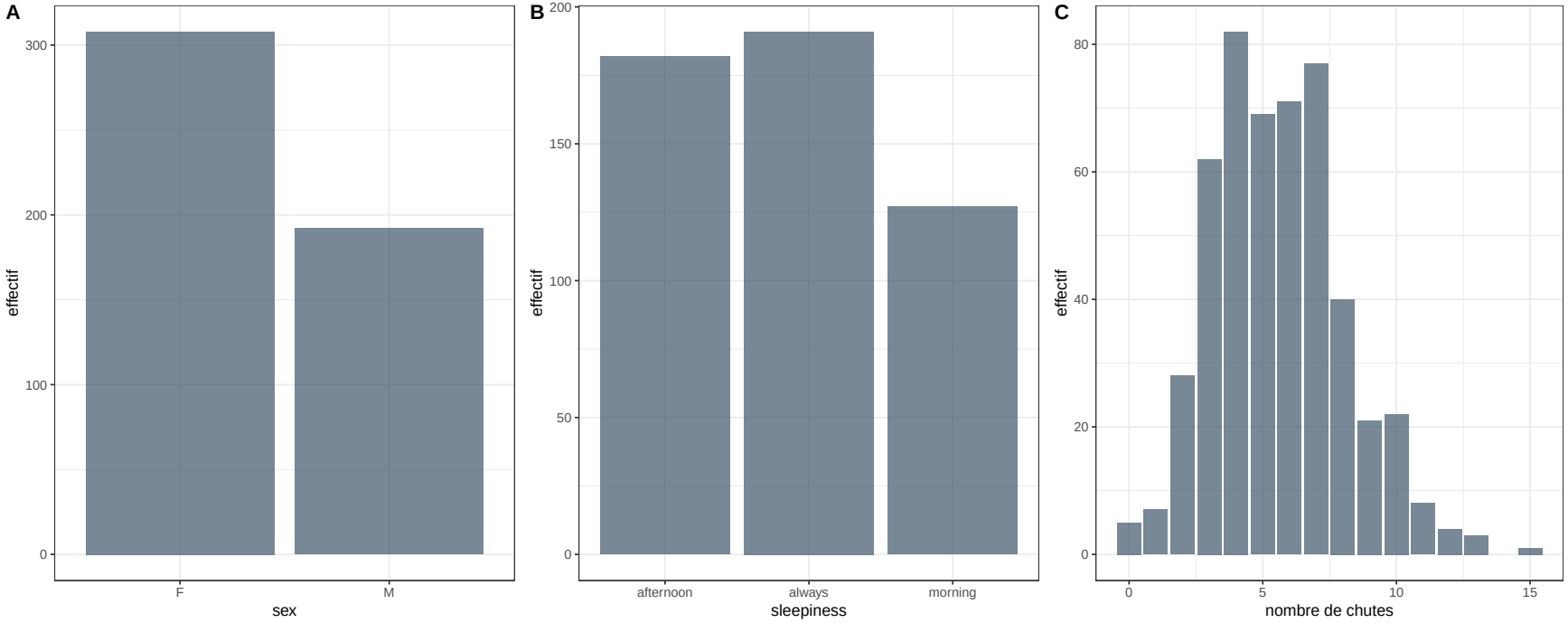
Distribution discrète

Valeurs discrètes binaires, catégories, entiers.

Loi de probabilité la fonction théorique qui associe à toute valeur x_i la probabilité de l'observer à l'issue d'une expérience aléatoire donnée : $P(X = x_i)$.

Histogramme empirique la fonction représentant la distribution (nombre ou proportion) de chaque valeur possible dans un échantillon de valeurs observées.

Exo illustrer la distribution empirique des variables `sex`, `feels_sleepy`, `n_falls`.



Vocabulaire

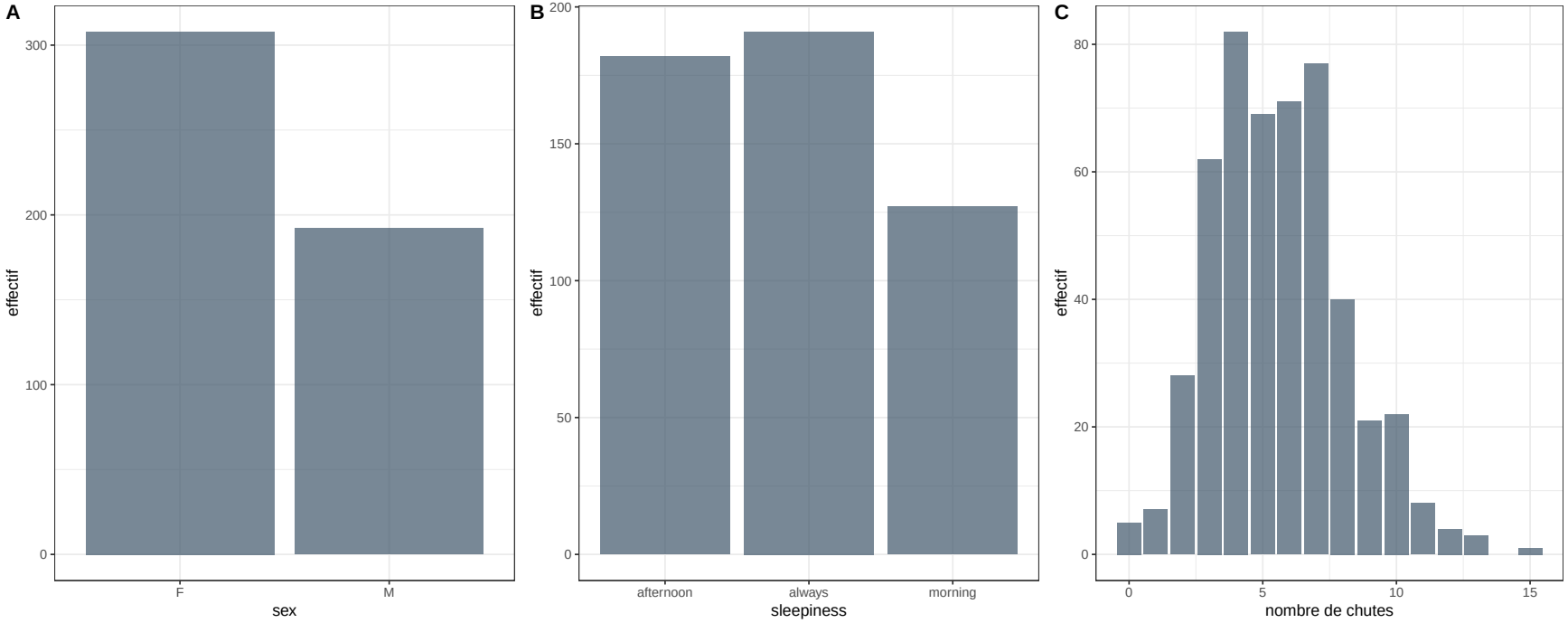
Distribution discrète

Valeurs discrètes binaires, catégories, entiers.

Loi de probabilité la fonction théorique qui associe à toute valeur x_i la probabilité de l'observer à l'issue d'une expérience aléatoire donnée : $P(X = x_i)$.

Histogramme empirique la fonction représentant la distribution (nombre ou proportion) de chaque valeur possible dans un échantillon de valeurs observées.

Exo illustrer la distribution empirique des variables `sex`, `feels_sleepy`, `n_falls`.



Vocabulaire

Distribution continue

Valeurs continues réelles, parfois uniquement positives.

Densité de probabilité la fonction théorique p qui permet de calculer la probabilité d'observer une valeur dans un intervalle donné : $\mathbb{P}(X \in (a, b)) = \int_a^b p(x)dx$.

Histogramme la fonction représentant la distribution empirique (nombre ou proportion) des valeurs observées tombant dans un certain nombre d'intervalles discrétisés.

Exo illustrer la distribution empirique des variables `height`, `diff_weight`, `t_compliance`.

Vocabulaire

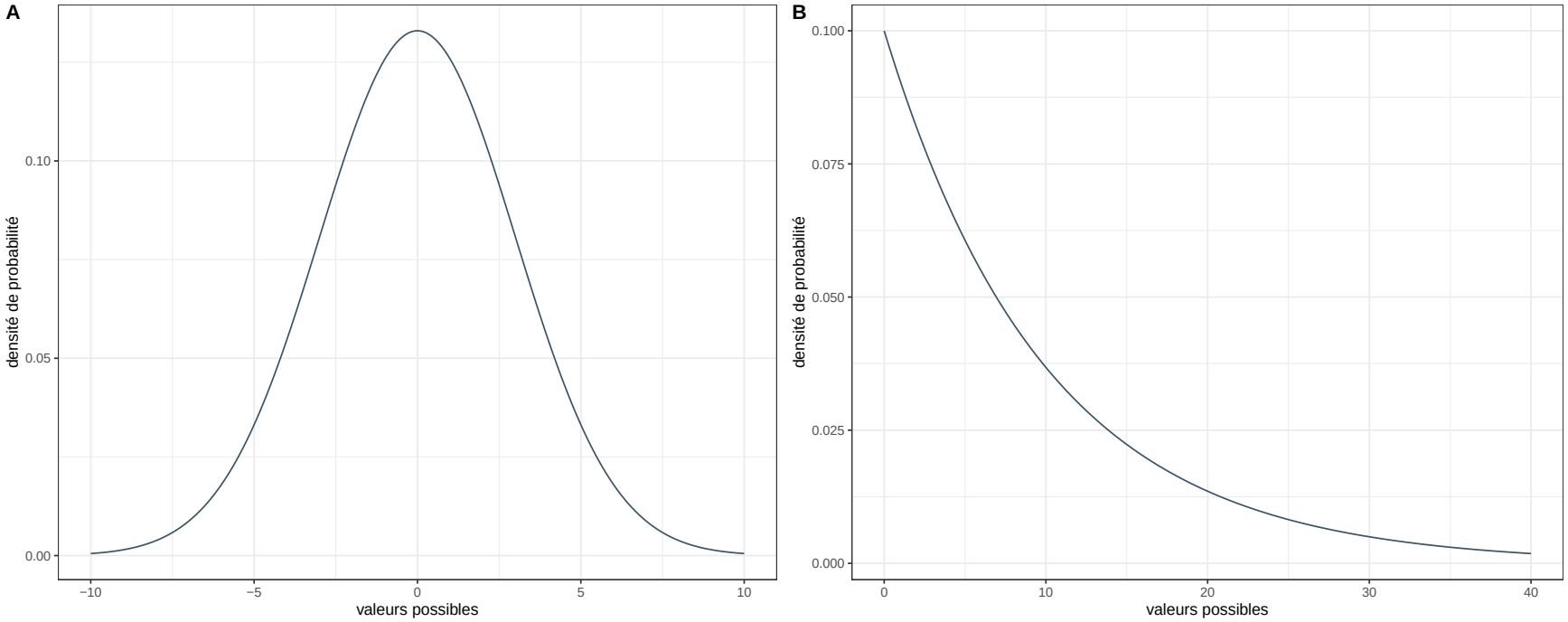
Distribution continue

Valeurs continues réelles, parfois uniquement positives.

Densité de probabilité la fonction théorique p qui permet de calculer la probabilité d'observer une valeur dans un intervalle donné : $\mathbb{P}(X \in (a, b)) = \int_a^b p(x)dx$.

Histogramme la fonction représentant la distribution empirique (nombre ou proportion) des valeurs observées tombant dans un certain nombre d'intervalles discrétisés.

Exo illustrer la distribution empirique des variables `height`, `diff_weight`, `t_compliance`.



Vocabulaire

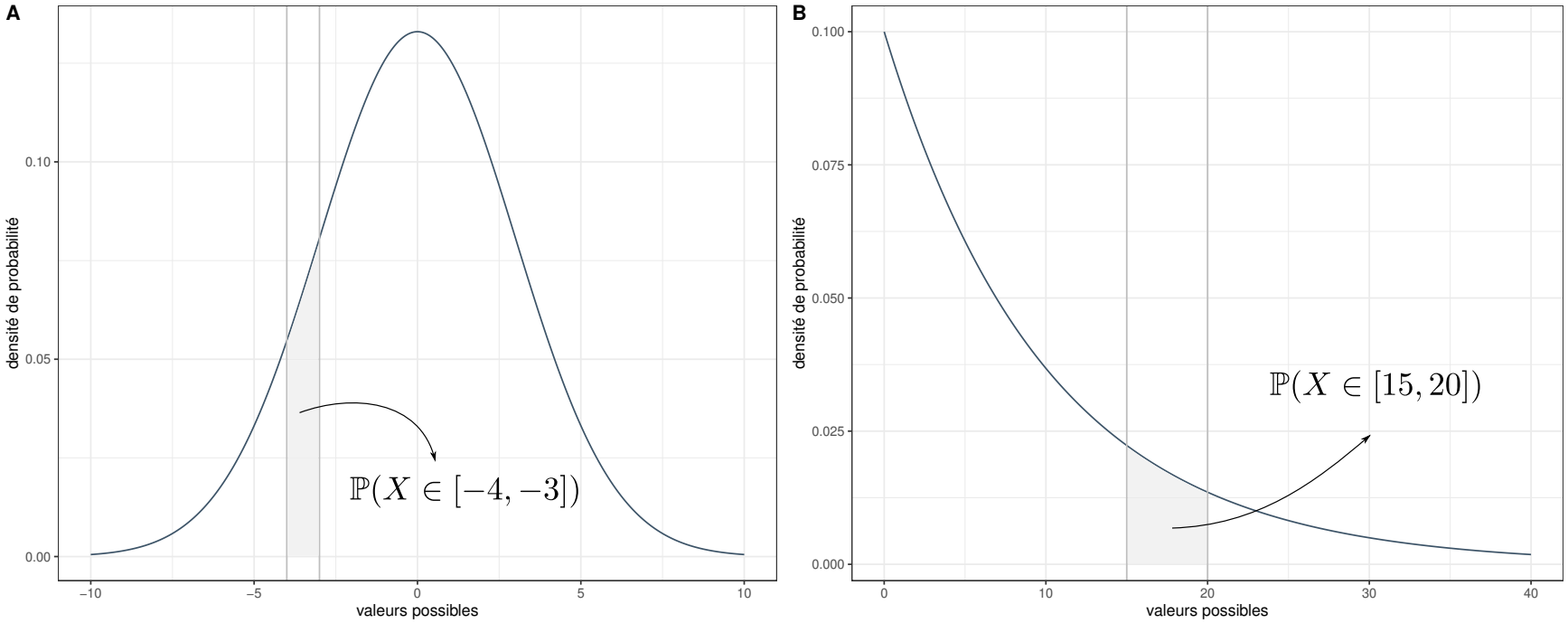
Distribution continue

Valeurs continues réelles, parfois uniquement positives.

Densité de probabilité la fonction théorique p qui permet de calculer la probabilité d'observer une valeur dans un intervalle donné : $\mathbb{P}(X \in (a, b)) = \int_a^b p(x)dx$.

Histogramme la fonction représentant la distribution empirique (nombre ou proportion) des valeurs observées tombant dans un certain nombre d'intervalles discrétisés.

Exo illustrer la distribution empirique des variables `height`, `diff_weight`, `t_compliance`.



Vocabulaire

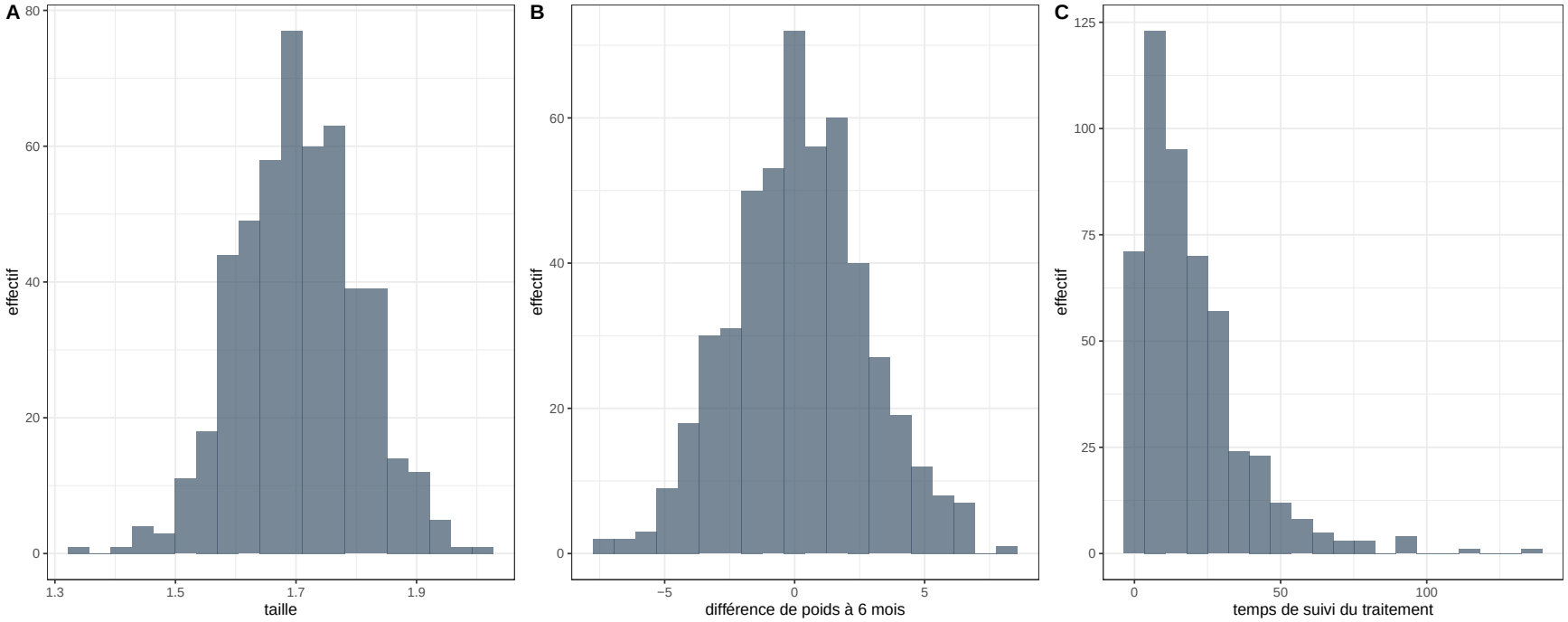
Distribution continue

Valeurs continues réelles, parfois uniquement positives.

Densité de probabilité la fonction théorique p qui permet de calculer la probabilité d'observer une valeur dans un intervalle donné : $\mathbb{P}(X \in (a, b)) = \int_a^b p(x)dx$.

Histogramme la fonction représentant la distribution empirique (nombre ou proportion) des valeurs observées tombant dans un certain nombre d'intervalles discrétisés.

Exo illustrer la distribution empirique des variables `height`, `diff_weight`, `t_compliance`.



Vocabulaire

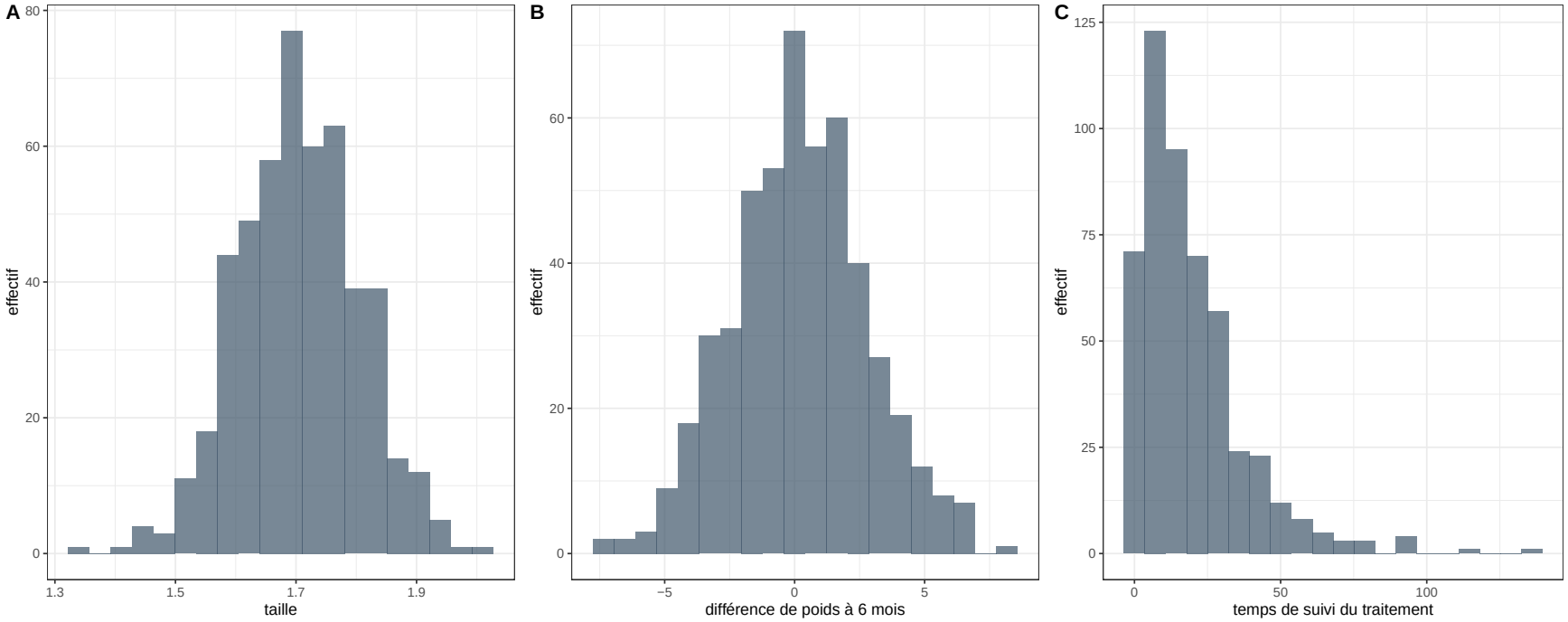
Distribution continue

Valeurs continues réelles, parfois uniquement positives.

Densité de probabilité la fonction théorique p qui permet de calculer la probabilité d'observer une valeur dans un intervalle donné : $\mathbb{P}(X \in (a, b)) = \int_a^b p(x)dx$.

Histogramme la fonction représentant la distribution empirique (nombre ou proportion) des valeurs observées tombant dans un certain nombre d'intervalles discrétisés.

Exo illustrer la distribution empirique des variables `height`, `diff_weight`, `t_compliance`.



Vocabulaire

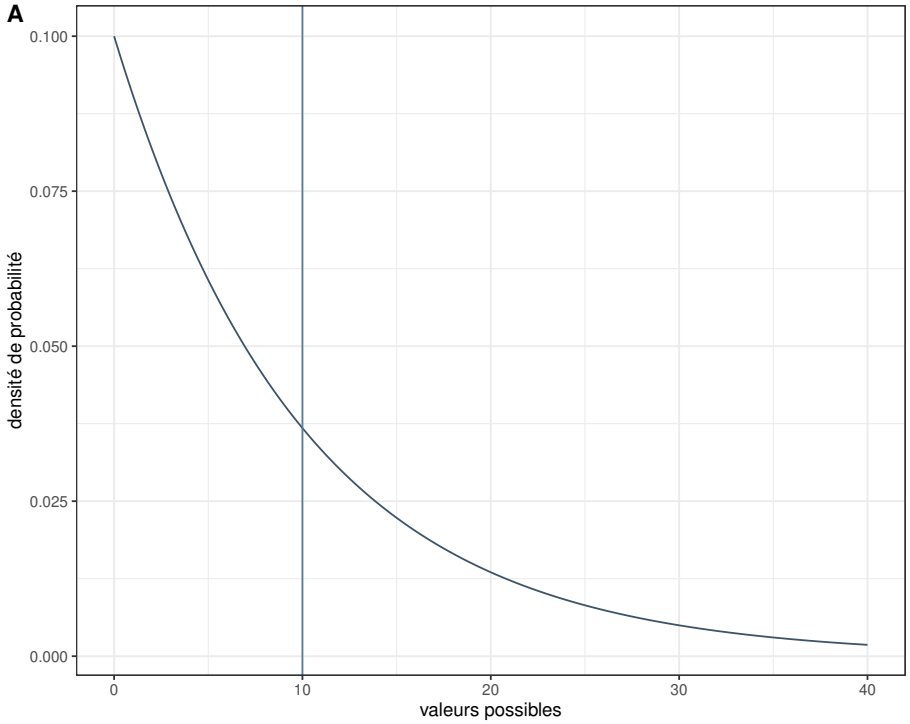
Mesures de tendance centrale

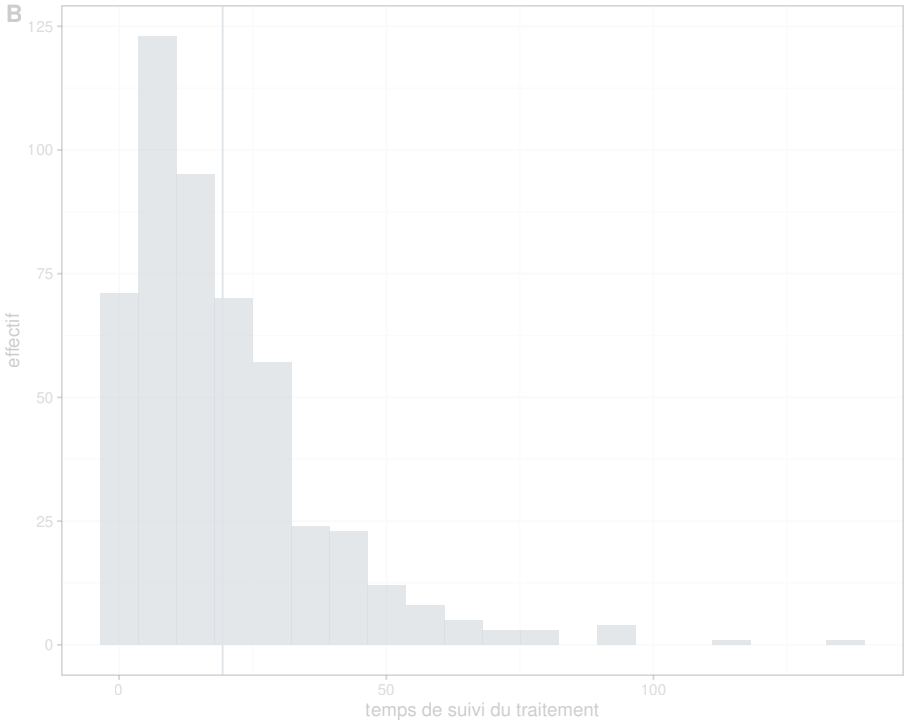
Espérance (théorique) somme des valeurs d'une distribution pondérée par leur probabilité. Cas discret : $E(X) = \sum_i x_i \mathbb{P}(X = x_i)$, cas continu : $E(X) = \int xp(x)dx$.

Moyenne (empirique) somme des valeurs observées divisée par le nombre de valeurs : $\hat{x}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i$.

Médiane (théorique) la plus petite valeur m telle que $\mathbb{P}(X \leq m) \geq 0.5$.

Médiane (empirique) une valeur qui partage un échantillon ordonné en deux ensembles de même effectif.





Vocabulaire

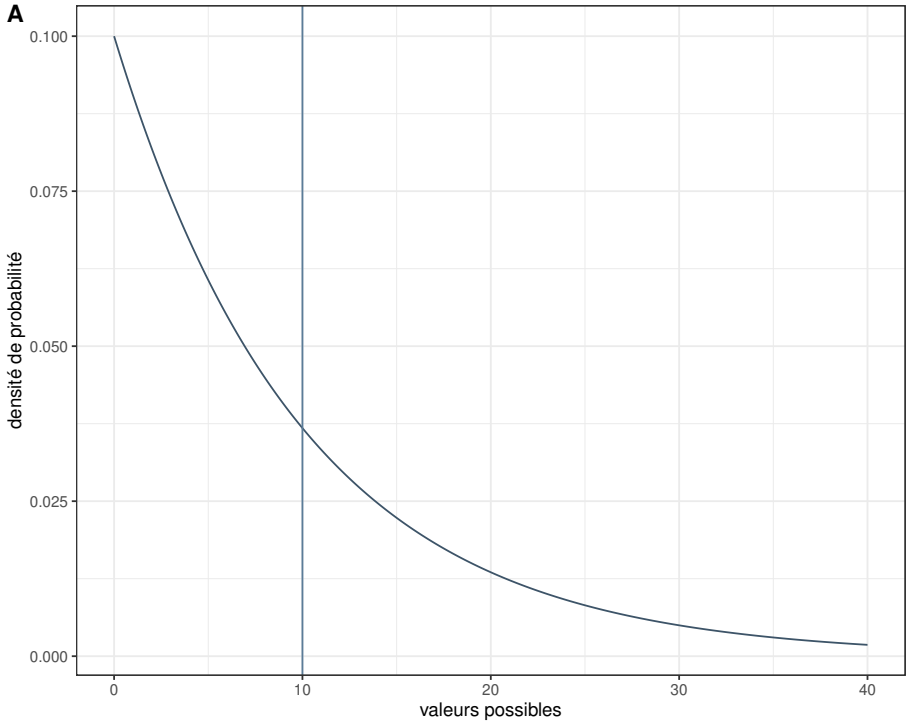
Mesures de tendance centrale

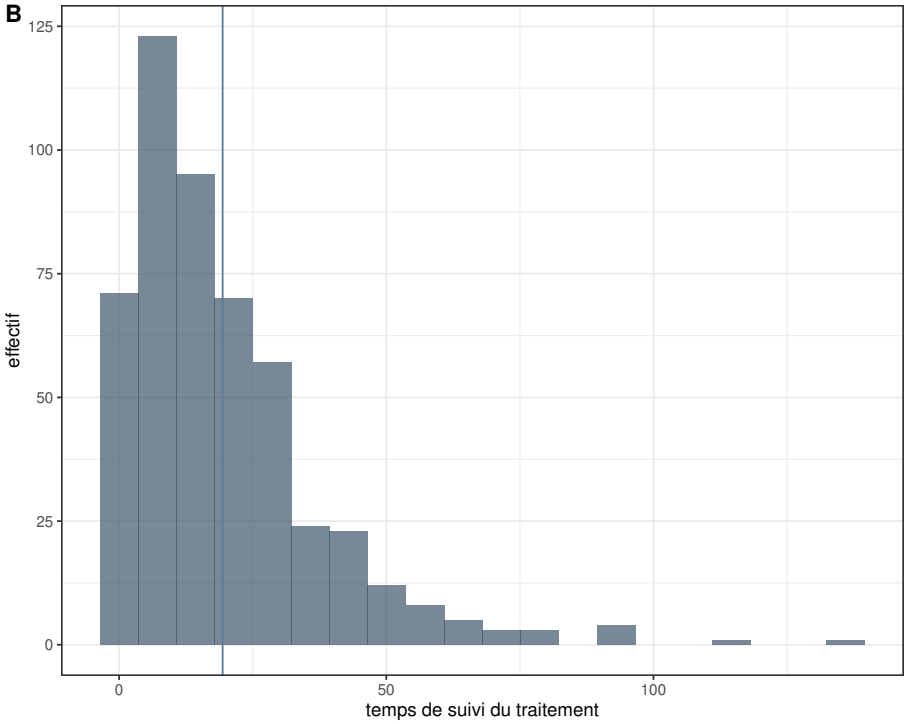
Espérance (théorique) somme des valeurs d'une distribution pondérée par leur probabilité. Cas discret : $E(X) = \sum_i x_i \mathbb{P}(X = x_i)$, cas continu : $E(X) = \int xp(x)dx$.

Moyenne (empirique) somme des valeurs observées divisée par le nombre de valeurs : $\hat{x}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i$.

Médiane (théorique) la plus petite valeur m telle que $\mathbb{P}(X \leq m) \geq 0.5$.

Médiane (empirique) une valeur qui partage un échantillon ordonné en deux ensembles de même effectif.





Vocabulaire

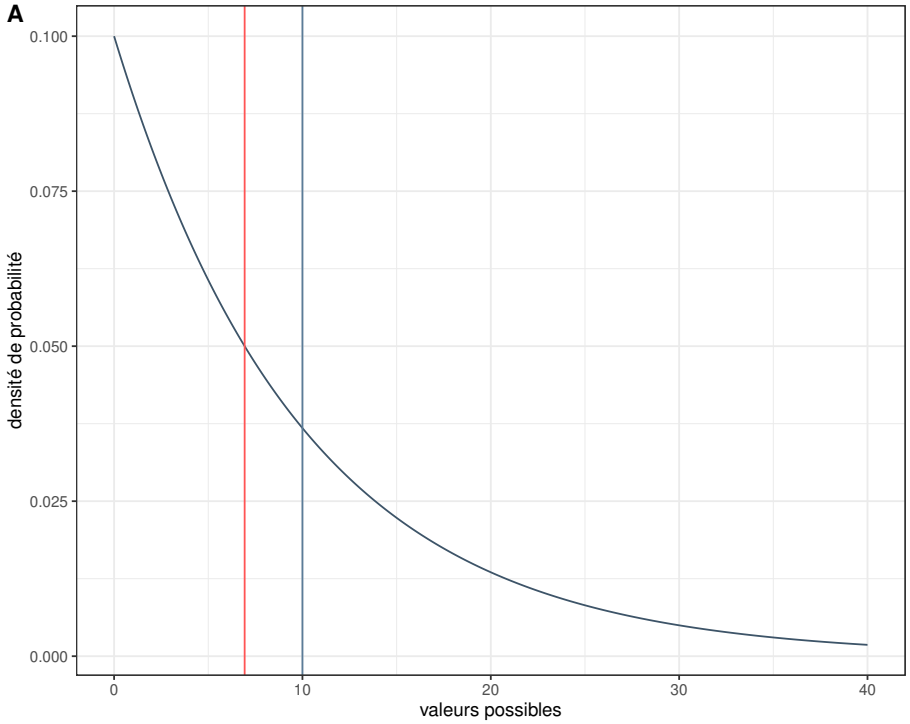
Mesures de tendance centrale

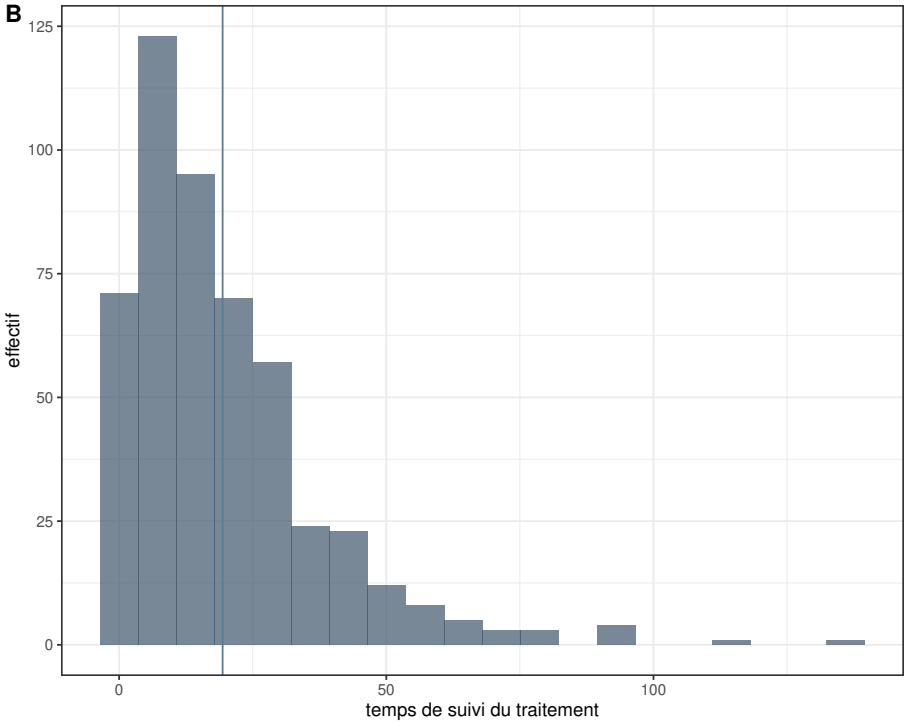
Espérance (théorique) somme des valeurs d'une distribution pondérée par leur probabilité. Cas discret : $E(X) = \sum_i x_i \mathbb{P}(X = x_i)$, cas continu : $E(X) = \int xp(x)dx$.

Moyenne (empirique) somme des valeurs observées divisée par le nombre de valeurs : $\hat{x}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i$.

Médiane (théorique) la plus petite valeur m telle que $\mathbb{P}(X \leq m) \geq 0.5$.

Médiane (empirique) une valeur qui partage un échantillon ordonné en deux ensembles de même effectif.





Vocabulaire

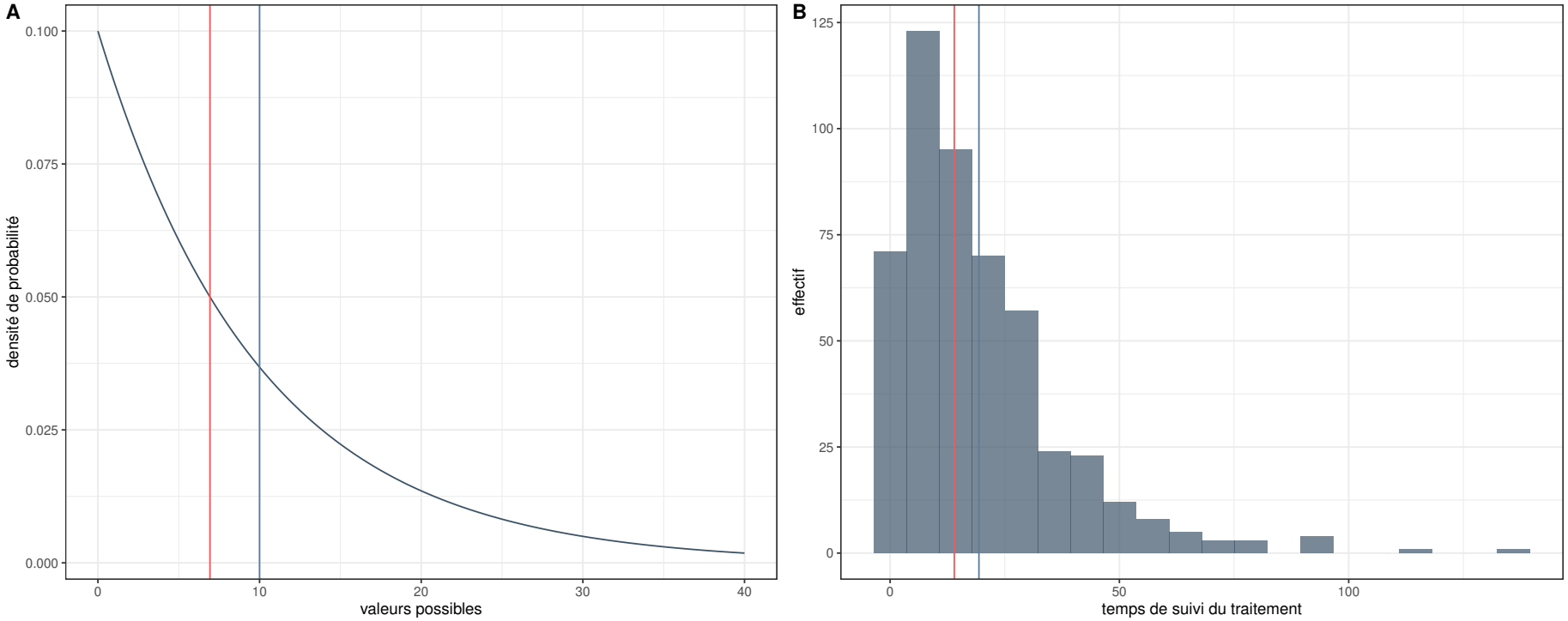
Mesures de tendance centrale

Espérance (théorique) somme des valeurs d'une distribution pondérée par leur probabilité. Cas discret : $E(X) = \sum_i x_i \mathbb{P}(X = x_i)$, cas continu : $E(X) = \int xp(x)dx$.

Moyenne (empirique) somme des valeurs observées divisée par le nombre de valeurs : $\hat{x}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i$.

Médiane (théorique) la plus petite valeur m telle que $\mathbb{P}(X \leq m) \geq 0.5$.

Médiane (empirique) une valeur qui partage un échantillon ordonné en deux ensembles de même effectif.



Vocabulaire

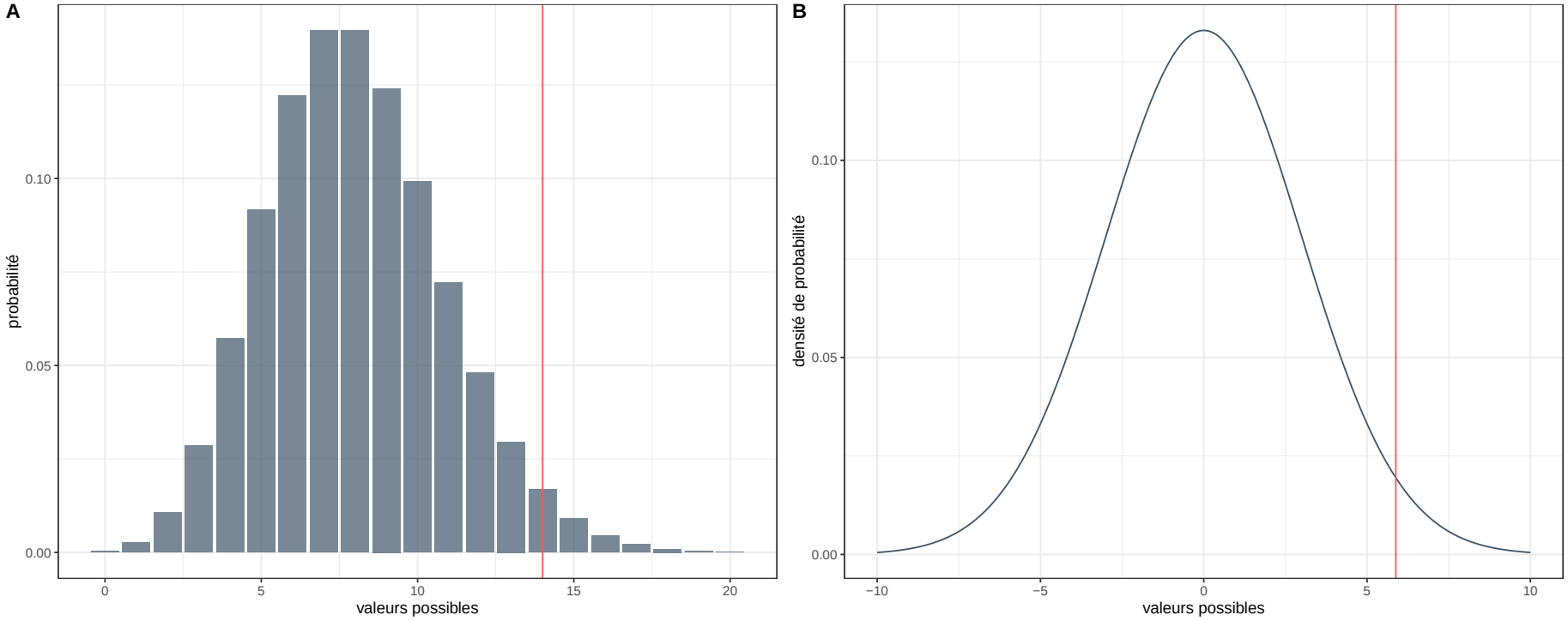
Mesures de dispersion

Quantile (théorique) de niveau α, la plus petite valeur q telle que $\mathbb{P}(X \leq q) \geq \alpha$.

Quantile (empirique) de niveau α, la plus petite valeur qui partage l'échantillon ordonné en deux ensemble, le premier représentant une proportion au moins α du total.

Cas particuliers médiane, quartiles, déciles.

Exo calculer un intervalle contenant 95% des tailles observées.



Vocabulaire

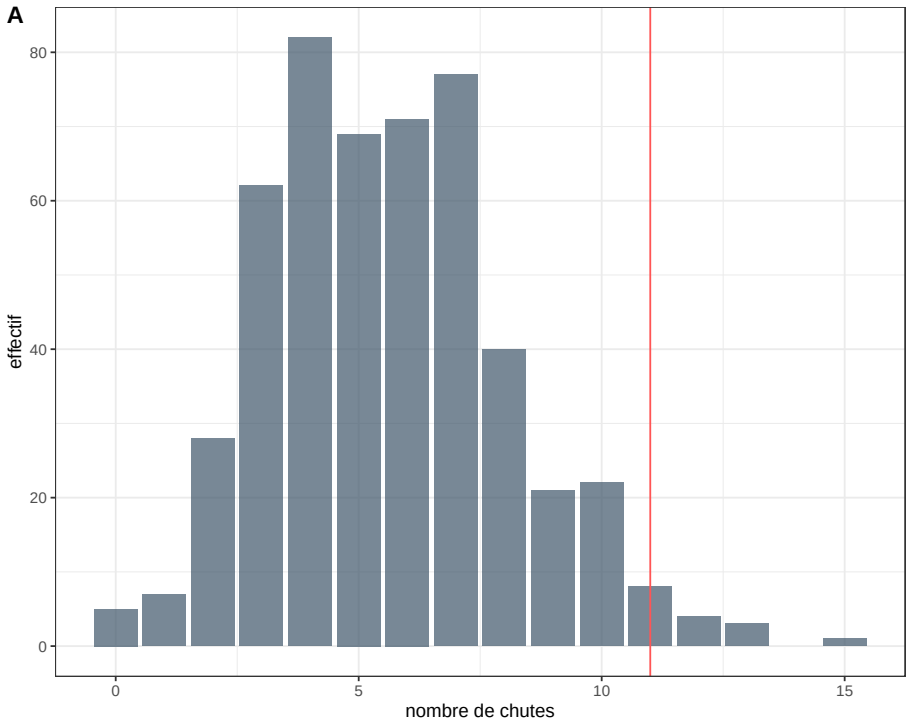
Mesures de dispersion

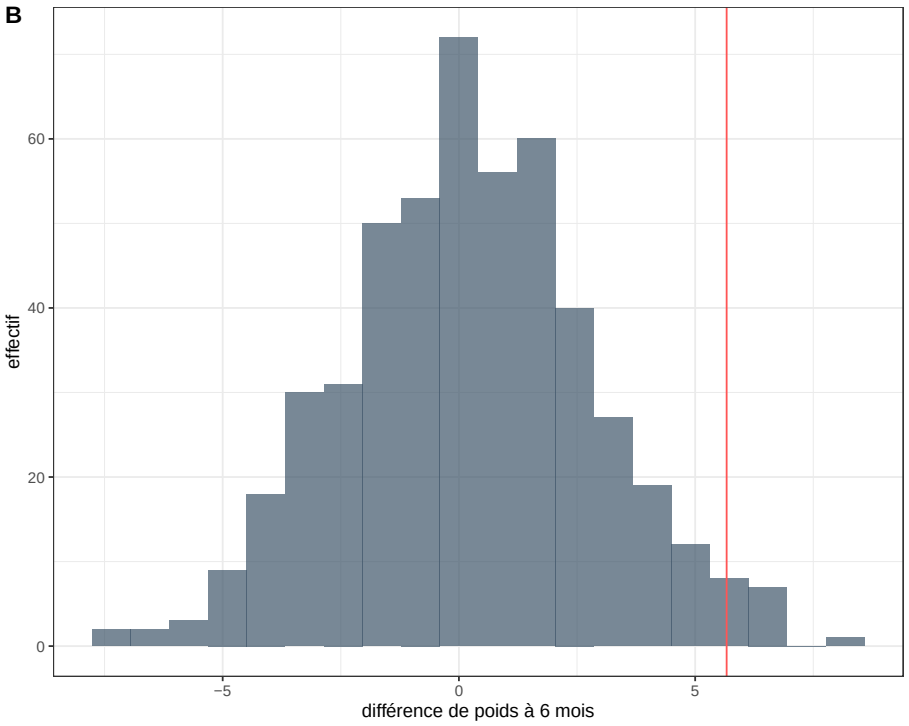
Quantile (théorique) de niveau α, la plus petite valeur q telle que $\mathbb{P}(X \leq q) \geq \alpha$.

Quantile (empirique) de niveau α, la plus petite valeur qui partage l'échantillon ordonné en deux ensemble, le premier représentant une proportion au moins α du total.

Cas particuliers médiane, quartiles, déciles.

Exo calculer un intervalle contenant 95% des tailles observées.





Vocabulaire

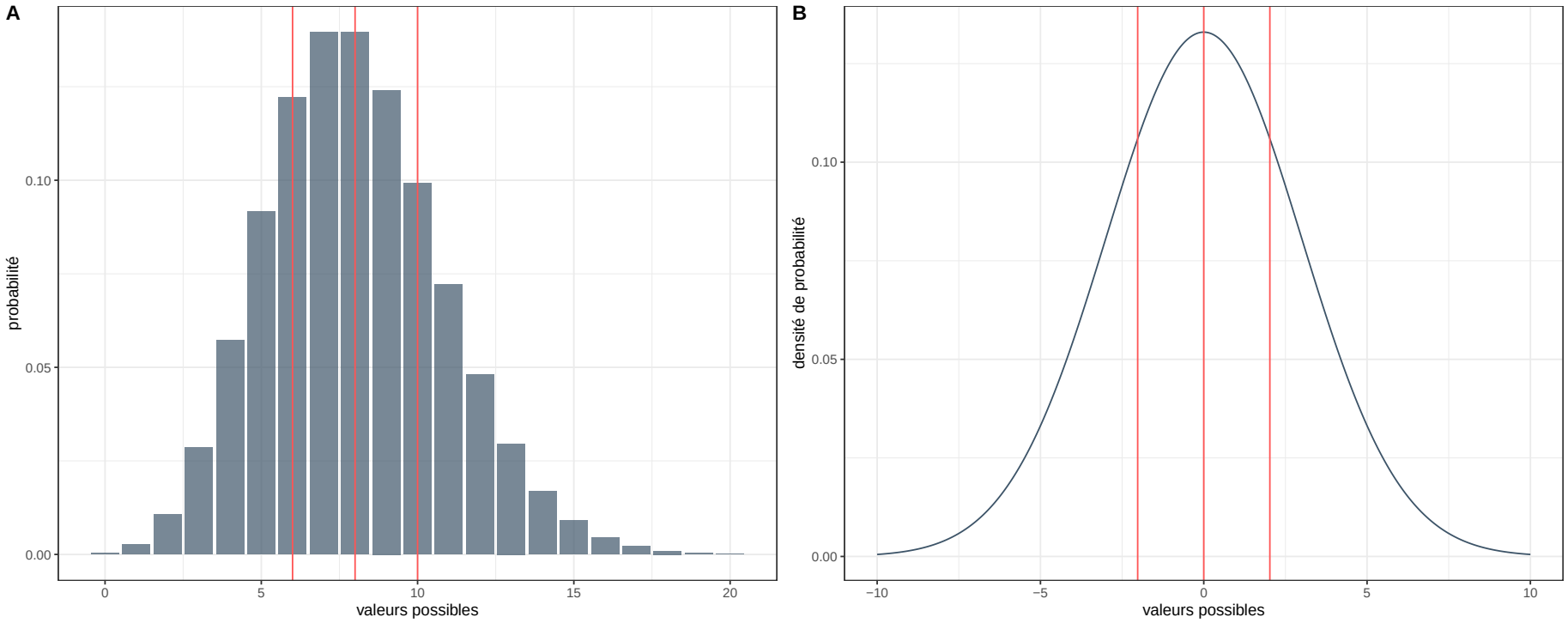
Mesures de dispersion

Quantile (théorique) de niveau α, la plus petite valeur q telle que $\mathbb{P}(X \leq q) \geq \alpha$.

Quantile (empirique) de niveau α, la plus petite valeur qui partage l'échantillon ordonné en deux ensemble, le premier représentant une proportion au moins α du total.

Cas particuliers médiane, quartiles, déciles.

Exo calculer un intervalle contenant 95% des tailles observées.



Vocabulaire

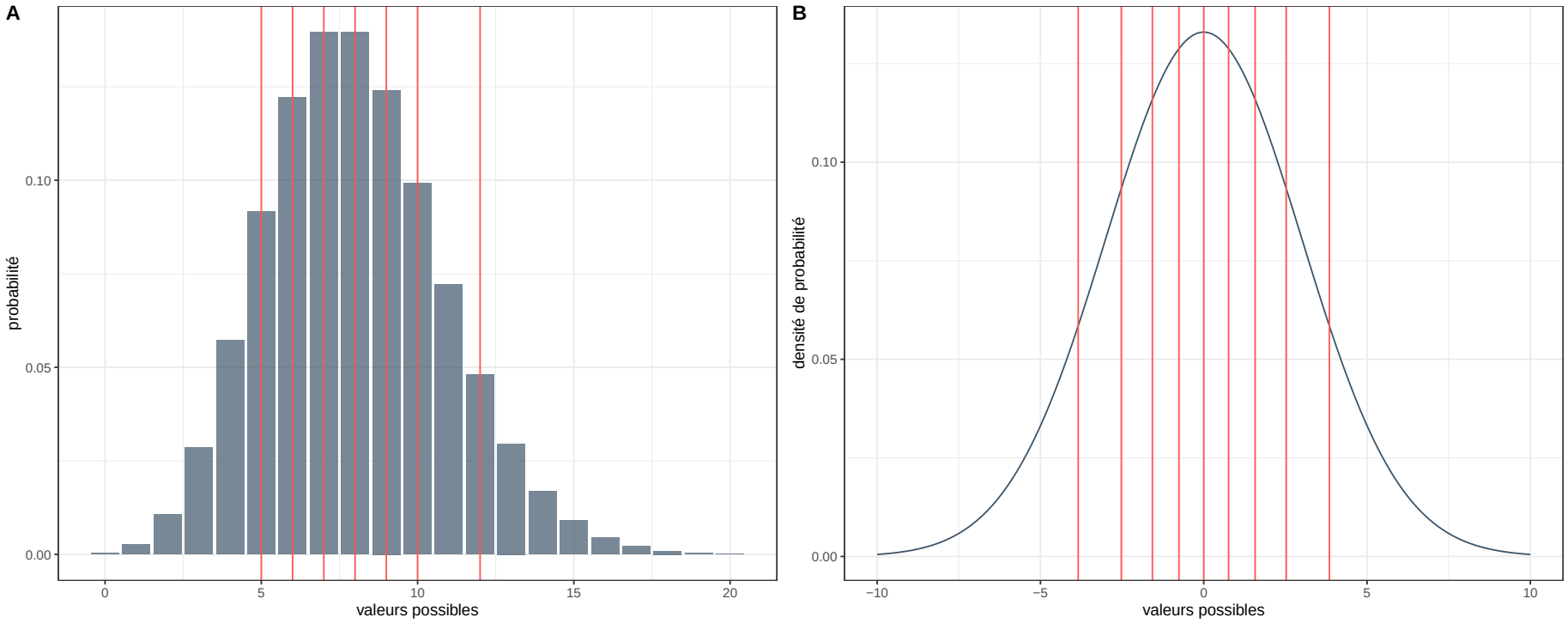
Mesures de dispersion

Quantile (théorique) de niveau α, la plus petite valeur q telle que $\mathbb{P}(X \leq q) \geq \alpha$.

Quantile (empirique) de niveau α, la plus petite valeur qui partage l'échantillon ordonné en deux ensemble, le premier représentant une proportion au moins α du total.

Cas particuliers médiane, quartiles, déciles.

Exo calculer un intervalle contenant 95% des tailles observées.



Vocabulaire

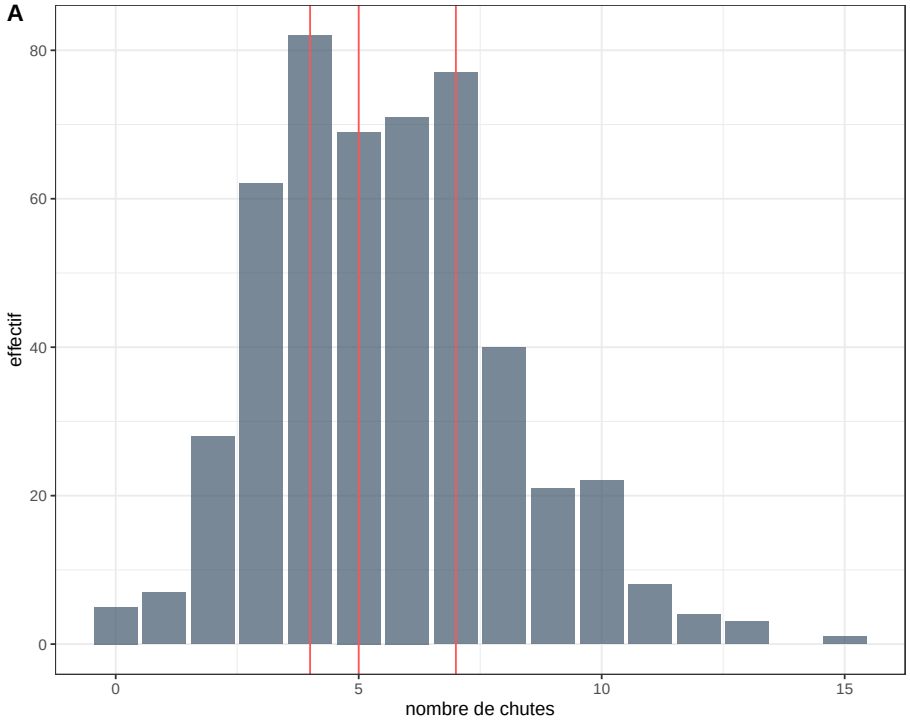
Mesures de dispersion

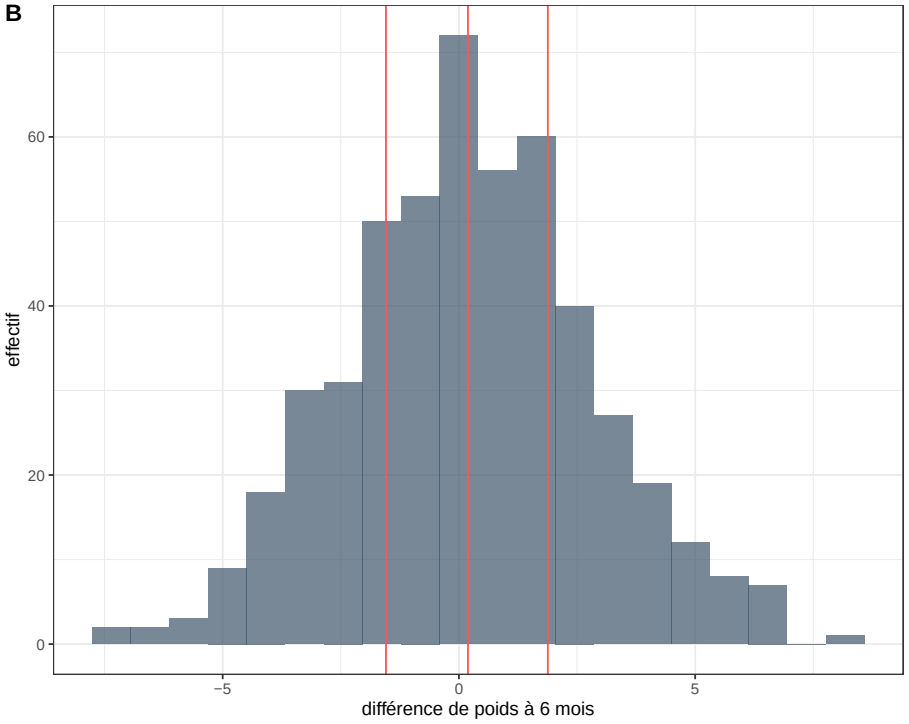
Quantile (théorique) de niveau α, la plus petite valeur q telle que $\mathbb{P}(X \leq q) \geq \alpha$.

Quantile (empirique) de niveau α, la plus petite valeur qui partage l'échantillon ordonné en deux ensemble, le premier représentant une proportion au moins α du total.

Cas particuliers médiane, quartiles, déciles.

Exo calculer un intervalle contenant 95% des tailles observées.





Vocabulaire

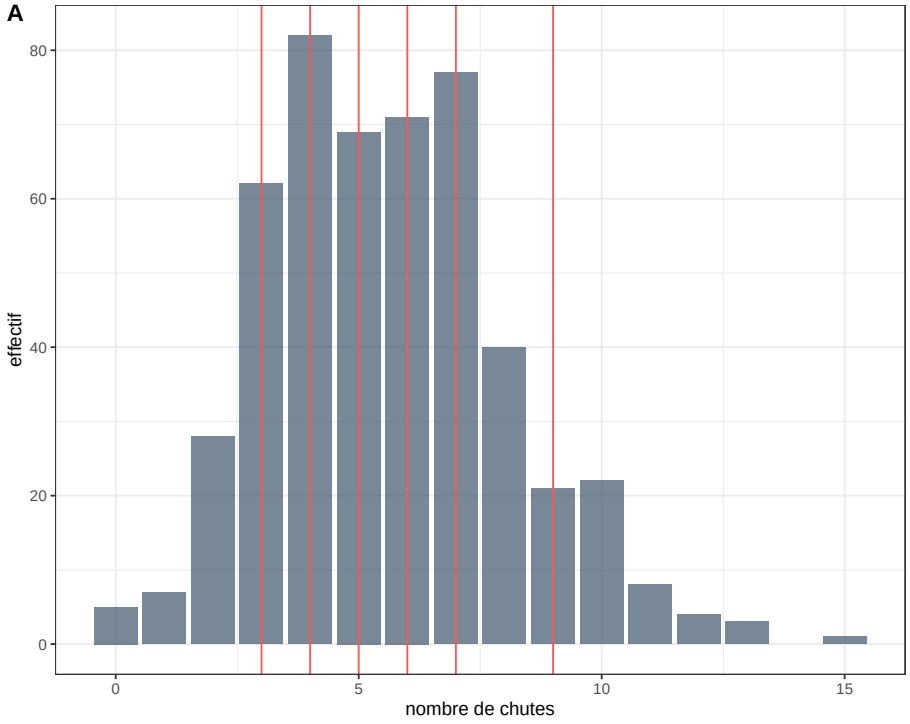
Mesures de dispersion

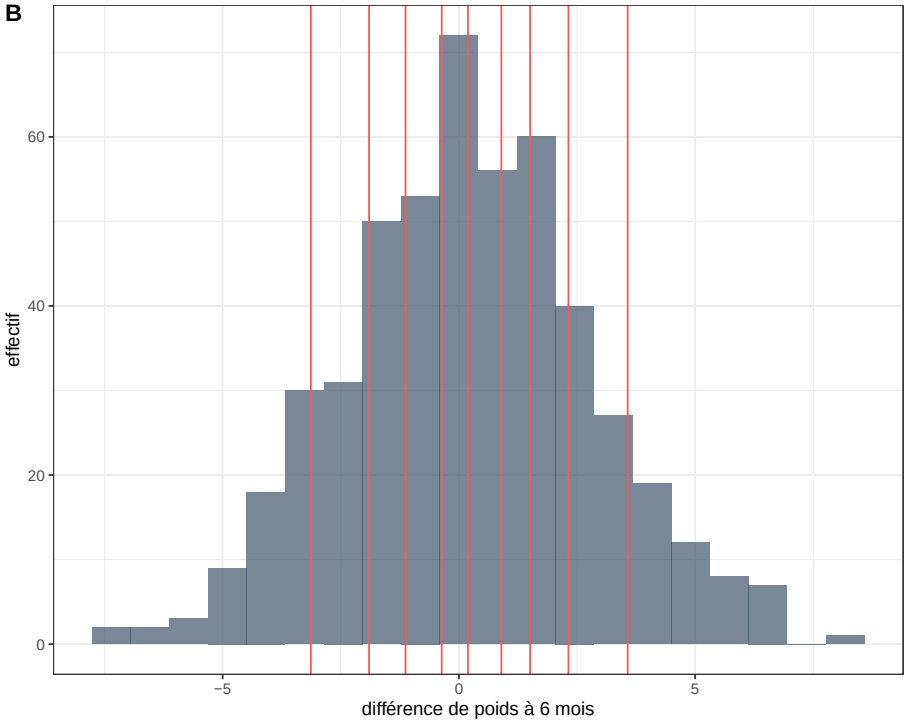
Quantile (théorique) de niveau α, la plus petite valeur q telle que $\mathbb{P}(X \leq q) \geq \alpha$.

Quantile (empirique) de niveau α, la plus petite valeur qui partage l'échantillon ordonné en deux ensemble, le premier représentant une proportion au moins α du total.

Cas particuliers médiane, quartiles, déciles.

Exo calculer un intervalle contenant 95% des tailles observées.





Vocabulaire

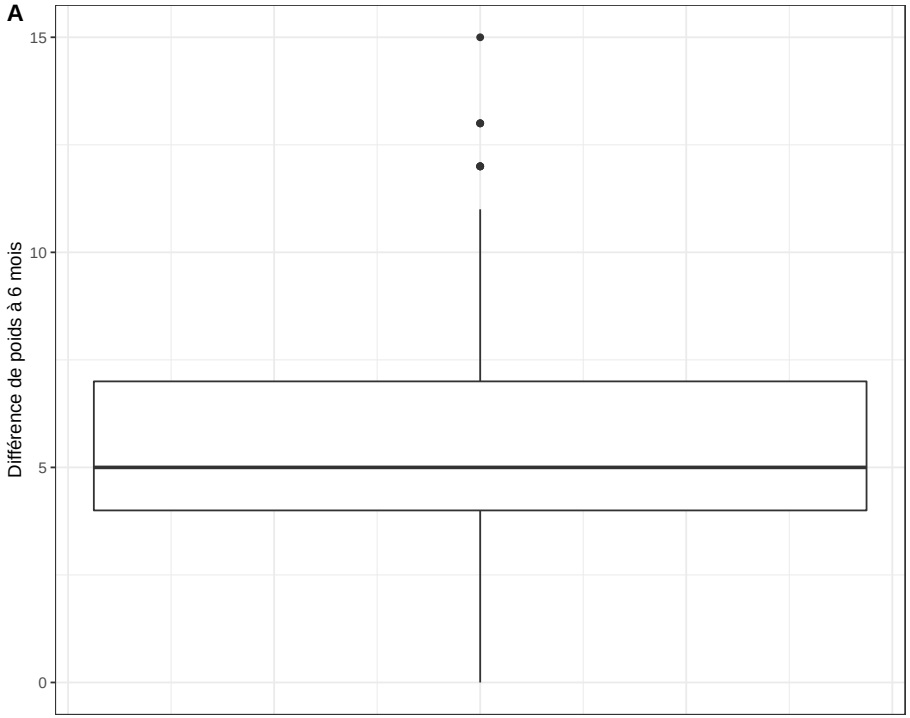
Mesures de dispersion

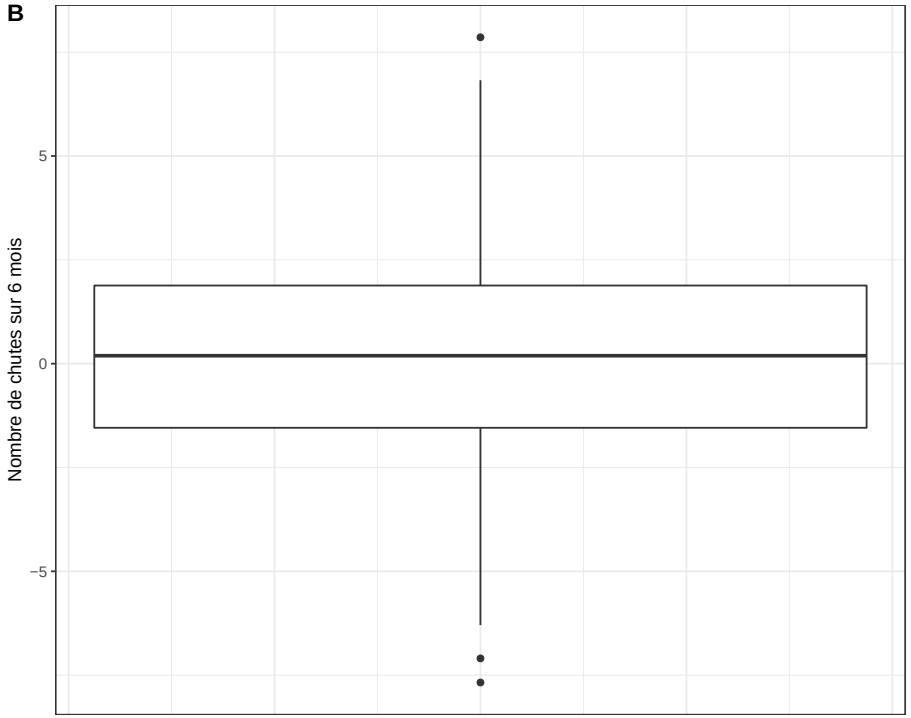
Quantile (théorique) de niveau α, la plus petite valeur q telle que $\mathbb{P}(X \leq q) \geq \alpha$.

Quantile (empirique) de niveau α, la plus petite valeur qui partage l'échantillon ordonné en deux ensemble, le premier représentant une proportion au moins α du total.

Cas particuliers médiane, quartiles, déciles.

Exo calculer un intervalle contenant 95% des tailles observées.





Vocabulaire

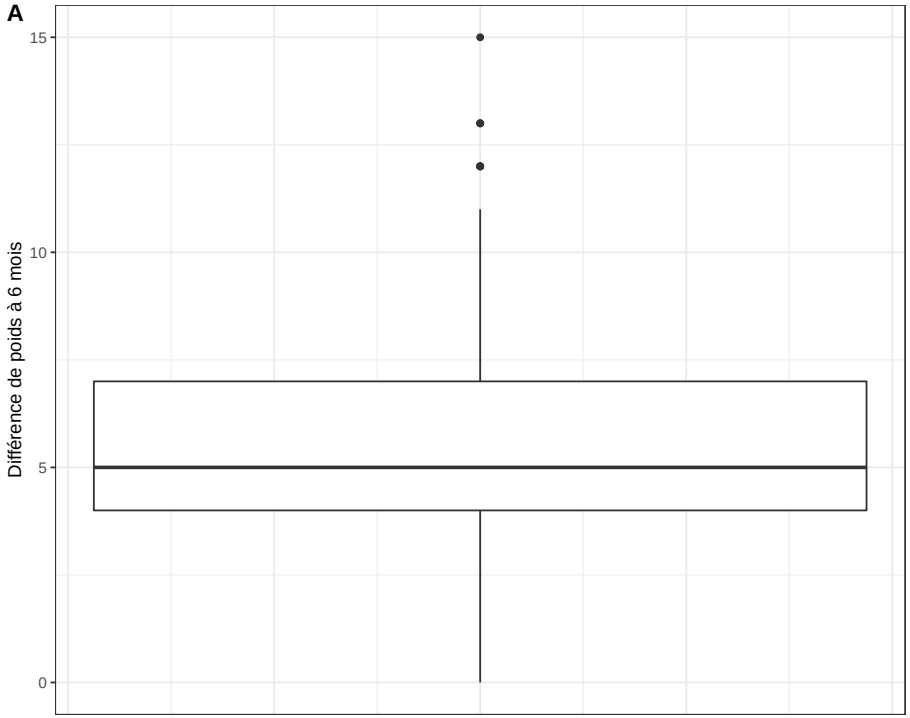
Mesures de dispersion

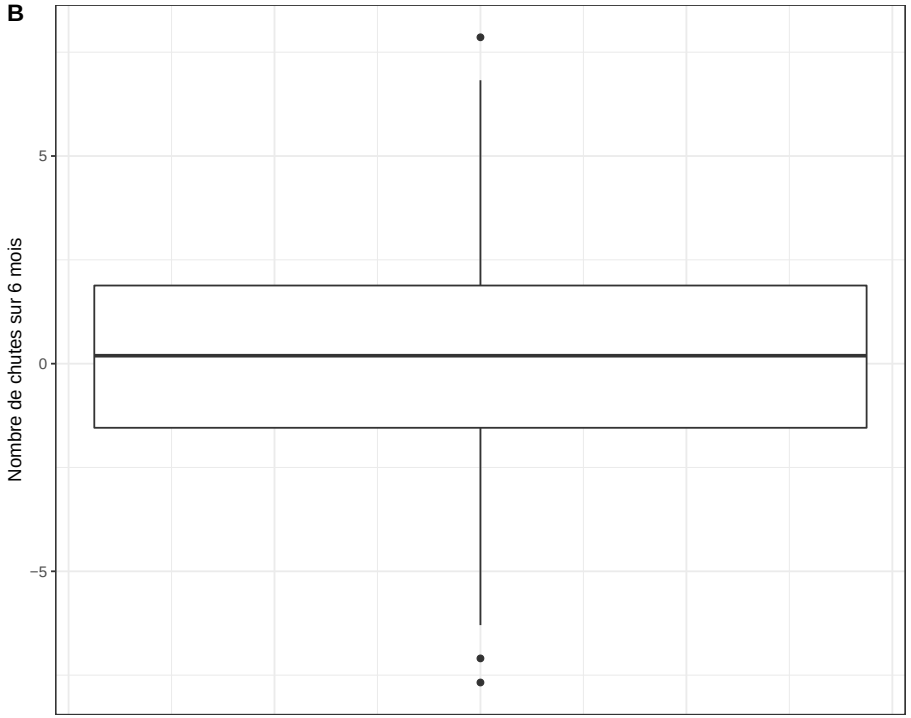
Quantile (théorique) de niveau α, la plus petite valeur q telle que $\mathbb{P}(X \leq q) \geq \alpha$.

Quantile (empirique) de niveau α, la plus petite valeur qui partage l'échantillon ordonné en deux ensemble, le premier représentant une proportion au moins α du total.

Cas particuliers médiane, quartiles, déciles.

Exo calculer un intervalle contenant 95% des tailles observées.





Vocabulaire

Mesures de dispersion

Variance (théorique) la somme des carrés des écarts à l'espérance pondérée par la probabilité de chaque valeur. Cas discret : $V(X) = \sum_i (x_i - E(X))^2 \mathbb{P}(X = x_i)$, cas continu : $V(X) = \int (x - E(X))^2 p(x) dx$.

Variance empirique la somme des carrés des écarts à l'espérance divisée par le nombre de valeurs moins un : $\hat{s}_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{x}_n)^2$.

Ecart-type racine carrée de la variance : $\sigma = \sqrt{V(X)}$ ou $\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{s}_n^2}$.

Cas Gaussien environ 95% du poids dans $[\mu \pm 2\sigma]$ ou $[\hat{x}_n \pm 2\hat{\sigma}]$.

Exo calculer les bornes de cet intervalle pour la taille. Comparer au précédent calculé avec les quantiles.

Vocabulaire

Mesures de dispersion

Variance (théorique) la somme des carrés des écarts à l'espérance pondérée par la probabilité de chaque valeur. Cas discret : $V(X) = \sum_i (x_i - E(X))^2 \mathbb{P}(X = x_i)$, cas continu : $V(X) = \int (x - E(X))^2 p(x) dx$.

Variance empirique la somme des carrés des écarts à l'espérance divisée par le nombre de valeurs moins un : $\hat{s}_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{x}_n)^2$.

Ecart-type racine carrée de la variance : $\sigma = \sqrt{V(X)}$ ou $\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{s}_n^2}$.

Cas Gaussien environ 95% du poids dans $[\mu \pm 2\sigma]$ ou $[\hat{x}_n \pm 2\hat{\sigma}]$.

Exo calculer les bornes de cet intervalle pour la taille. Comparer au précédent calculé avec les quantiles.

Vocabulaire

Mesures de dispersion

Variance (théorique) la somme des carrés des écarts à l'espérance pondérée par la probabilité de chaque valeur. Cas discret : $V(X) = \sum_i (x_i - E(X))^2 \mathbb{P}(X = x_i)$, cas continu : $V(X) = \int (x - E(X))^2 p(x) dx$.

Variance empirique la somme des carrés des écarts à l'espérance divisée par le nombre de valeurs moins un : $\hat{s}_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{x}_n)^2$.

Ecart-type racine carrée de la variance : $\sigma = \sqrt{V(X)}$ ou $\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{s}_n^2}$.

Cas Gaussien environ 95% du poids dans $[\mu \pm 2\sigma]$ ou $[\hat{x}_n \pm 2\hat{\sigma}]$.

Exo calculer les bornes de cet intervalle pour la taille. Comparer au précédent calculé avec les quantiles.

Vocabulaire

Mesures de dispersion

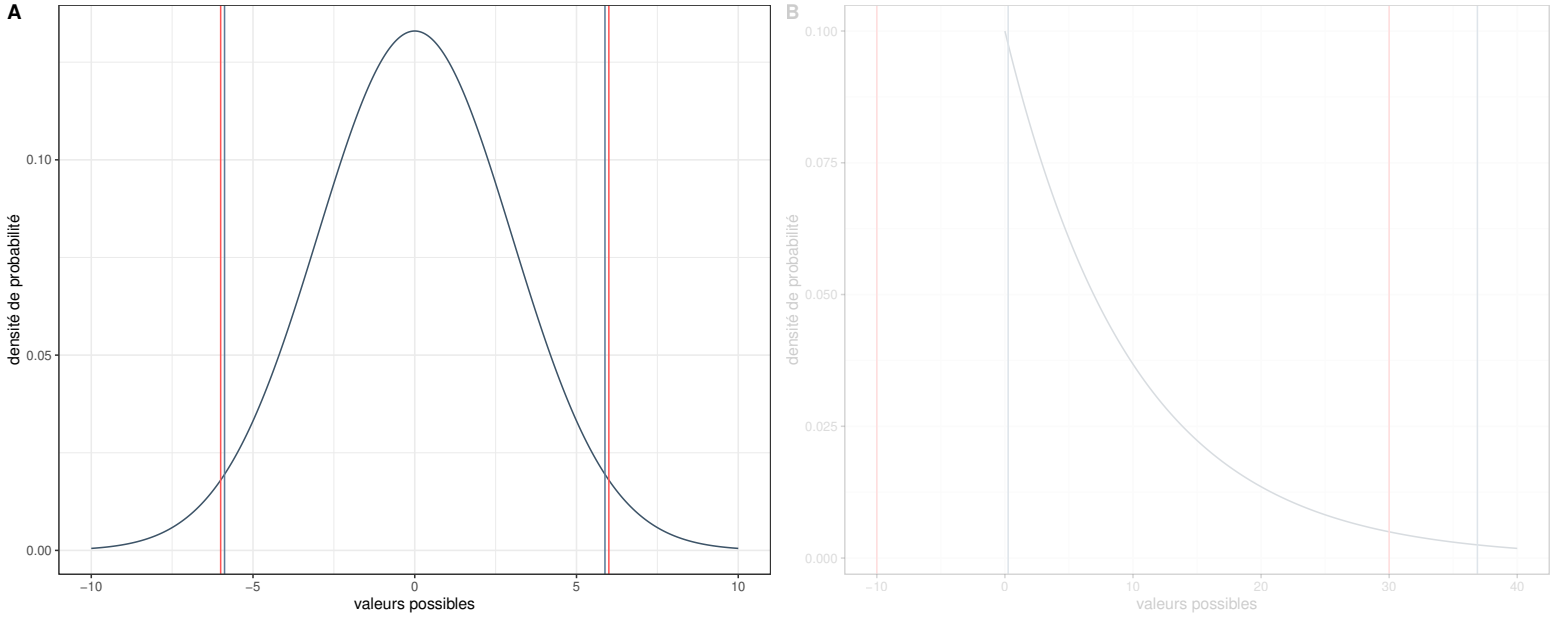
Variance (théorique) la somme des carrés des écarts à l'espérance pondérée par la probabilité de chaque valeur. Cas discret : $V(X) = \sum_i (x_i - E(X))^2 \mathbb{P}(X = x_i)$, cas continu : $V(X) = \int (x - E(X))^2 p(x) dx$.

Variance empirique la somme des carrés des écarts à l'espérance divisée par le nombre de valeurs moins un : $\hat{s}_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{x}_n)^2$.

Ecart-type racine carrée de la variance : $\sigma = \sqrt{V(X)}$ ou $\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{s}_n^2}$.

Cas Gaussien environ 95% du poids dans $[\mu \pm 2\sigma]$ ou $[\hat{x}_n \pm 2\hat{\sigma}]$.

Exo calculer les bornes de cet intervalle pour la taille. Comparer au précédent calculé avec les quantiles.



Vocabulaire

Mesures de dispersion

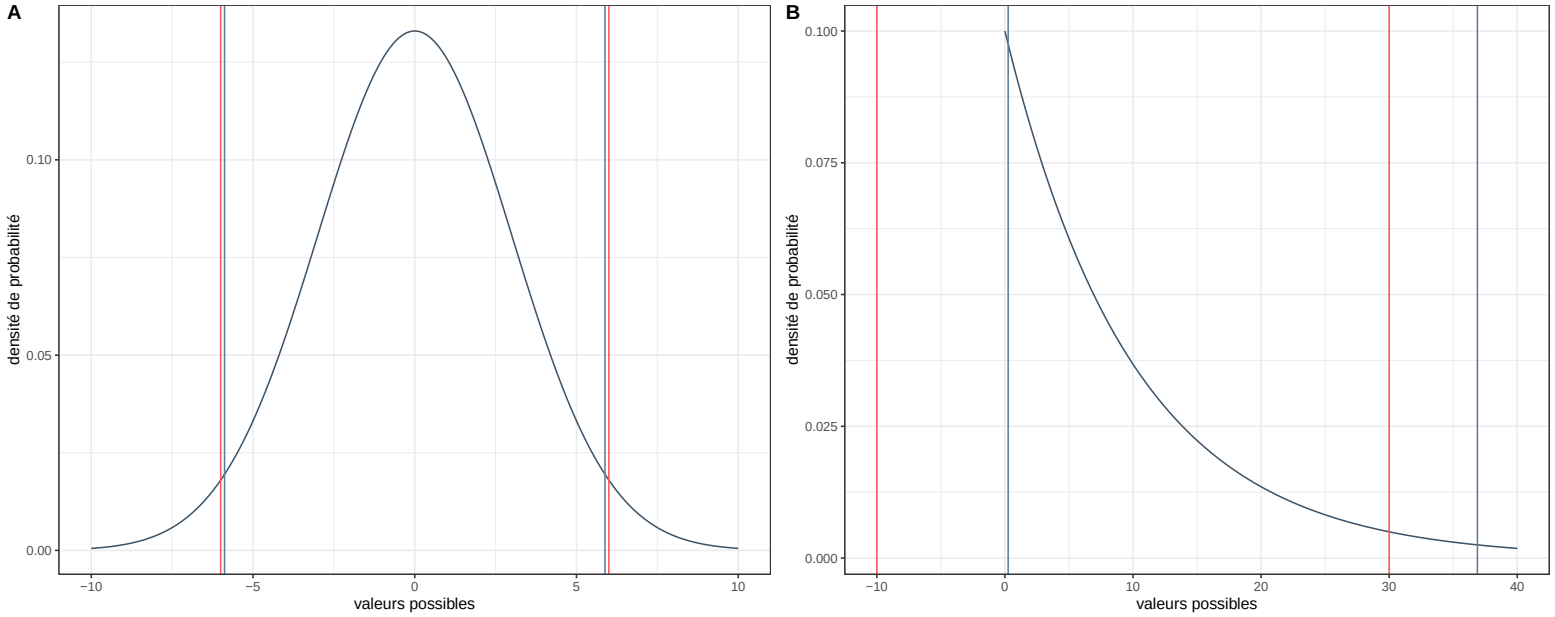
Variance (théorique) la somme des carrés des écarts à l'espérance pondérée par la probabilité de chaque valeur. Cas discret : $V(X) = \sum_i (x_i - E(X))^2 \mathbb{P}(X = x_i)$, cas continu : $V(X) = \int (x - E(X))^2 p(x) dx$.

Variance empirique la somme des carrés des écarts à l'espérance divisée par le nombre de valeurs moins un : $\hat{s}_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{x}_n)^2$.

Ecart-type racine carrée de la variance : $\sigma = \sqrt{V(X)}$ ou $\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{s}_n^2}$.

Cas Gaussien environ 95% du poids dans $[\mu \pm 2\sigma]$ ou $[\hat{x}_n \pm 2\hat{\sigma}]$.

Exo calculer les bornes de cet intervalle pour la taille. Comparer au précédent calculé avec les quantiles.



Vocabulaire

Mesures de dispersion

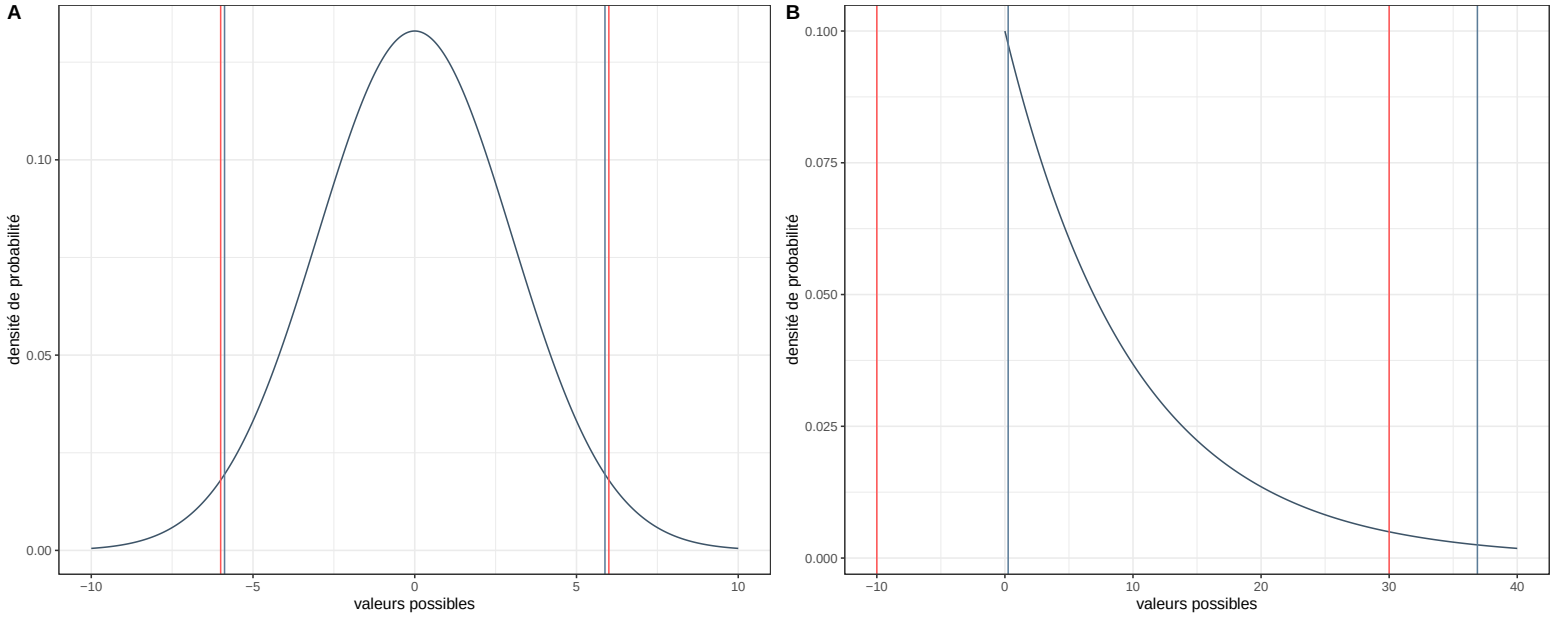
Variance (théorique) la somme des carrés des écarts à l'espérance pondérée par la probabilité de chaque valeur. Cas discret : $V(X) = \sum_i (x_i - E(X))^2 \mathbb{P}(X = x_i)$, cas continu : $V(X) = \int (x - E(X))^2 p(x) dx$.

Variance empirique la somme des carrés des écarts à l'espérance divisée par le nombre de valeurs moins un : $\hat{s}_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{x}_n)^2$.

Ecart-type racine carrée de la variance : $\sigma = \sqrt{V(X)}$ ou $\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{s}_n^2}$.

Cas Gaussien environ 95% du poids dans $[\mu \pm 2\sigma]$ ou $[\hat{x}_n \pm 2\hat{\sigma}]$.

Exo calculer les bornes de cet intervalle pour la taille. Comparer au précédent calculé avec les quantiles.



Estimation

Motivation

Vocabulaire
- Distribution discrète
- Distribution continue
- Mesures de tendance centrale
- Mesures de dispersion

Estimation
- Estimation de moyenne
- Théorème central limite
- Intervalle de confiance

Tests
- Principe général
- Asymétrie des risques de première et seconde espèce
- P-value
- Exemple d'un test T
- Tests multiples

Conclusion

Estimation

Estimation de moyenne

Estimand paramètre théorique d'intérêt, qu'on souhaite mesurer.

Estimateur une recette permettant d'estimer l'estimand à partir d'un échantillon.

Estimation La valeur de l'estimateur sur un échantillon donné.

Exo On peut estimer l'espérance de la taille (estimand) par la moyenne empirique (estimateur). Calculer les estimations de moyennes de différentes variables du jeu de données.

Comment quantifier l'incertitude autour de l'estimation ponctuelle ?

Estimation

Estimation de moyenne

Estimand paramètre théorique d'intérêt, qu'on souhaite mesurer.

Estimateur une recette permettant d'estimer l'estimand à partir d'un échantillon.

Estimation La valeur de l'estimateur sur un échantillon donné.

Exo On peut estimer l'espérance de la taille (estimand) par la moyenne empirique (estimateur). Calculer les estimations de moyennes de différentes variables du jeu de données.

Comment quantifier l'incertitude autour de l'estimation ponctuelle ?

Estimation

Estimation de moyenne

Estimand paramètre théorique d'intérêt, qu'on souhaite mesurer.

Estimateur une recette permettant d'estimer l'estimand à partir d'un échantillon.

Estimation La valeur de l'estimateur sur un échantillon donné.

Exo On peut estimer l'espérance de la taille (estimand) par la moyenne empirique (estimateur). Calculer les estimations de moyennes de différentes variables du jeu de données.

Comment quantifier l'incertitude autour de l'estimation ponctuelle ?

Estimation

Estimation de moyenne

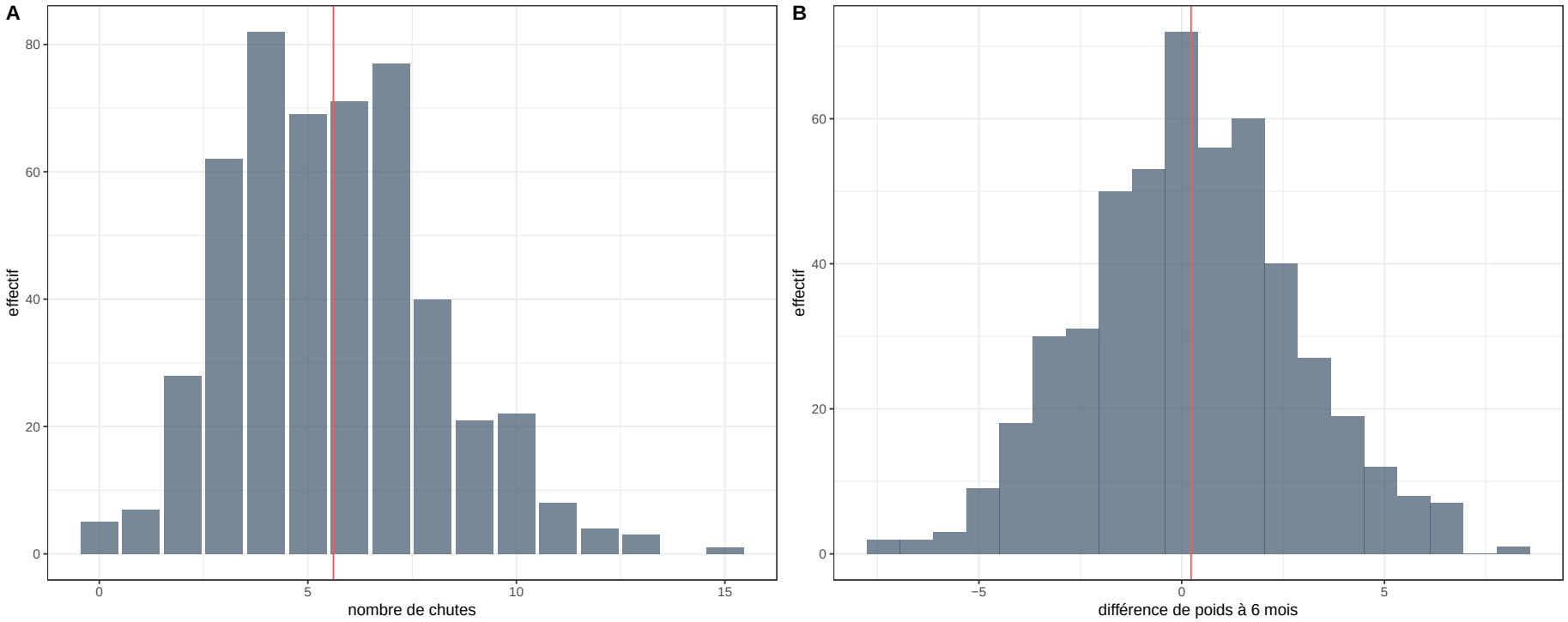
Estimand paramètre théorique d'intérêt, qu'on souhaite mesurer.

Estimateur une recette permettant d'estimer l'estimand à partir d'un échantillon.

Estimation La valeur de l'estimateur sur un échantillon donné.

Exo On peut estimer l'espérance de la taille (estimand) par la moyenne empirique (estimateur). Calculer les estimations de moyennes de différentes variables du jeu de données.

Comment quantifier l'incertitude autour de l'estimation ponctuelle ?



Estimation

Estimation de moyenne

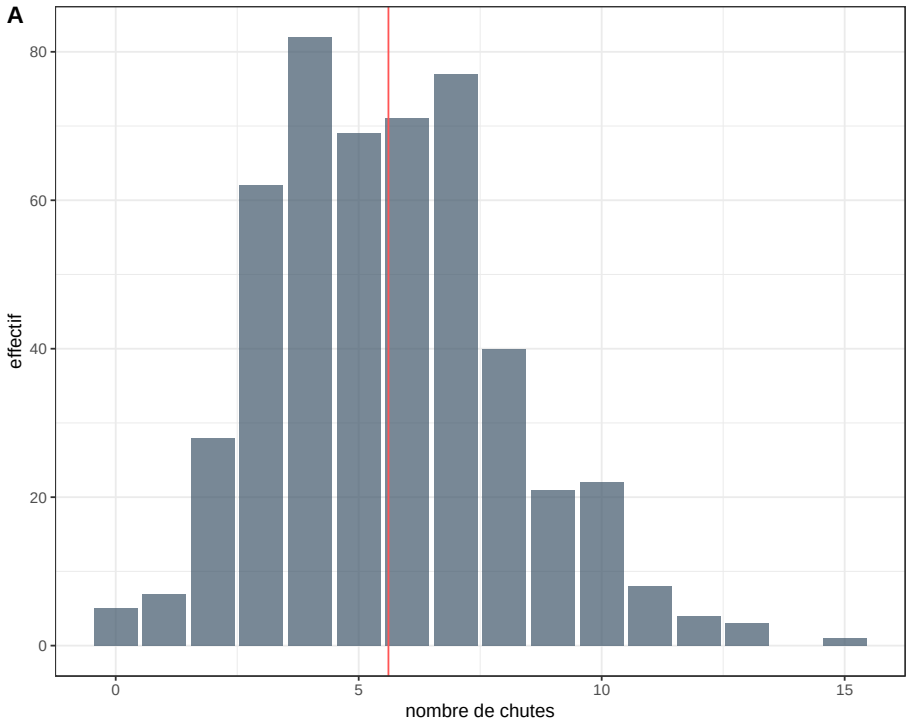
Estimand paramètre théorique d'intérêt, qu'on souhaite mesurer.

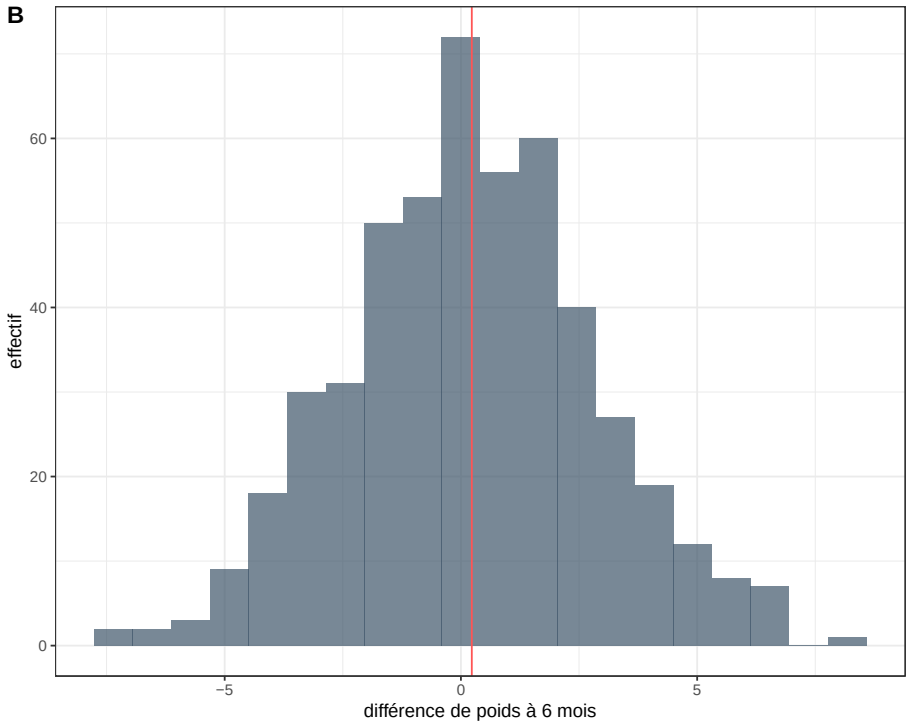
Estimateur une recette permettant d'estimer l'estimand à partir d'un échantillon.

Estimation La valeur de l'estimateur sur un échantillon donné.

Exo On peut estimer l'espérance de la taille (estimand) par la moyenne empirique (estimateur). Calculer les estimations de moyennes de différentes variables du jeu de données.

Comment quantifier l'incertitude autour de l'estimation ponctuelle ?





Estimation

Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.

Estimation

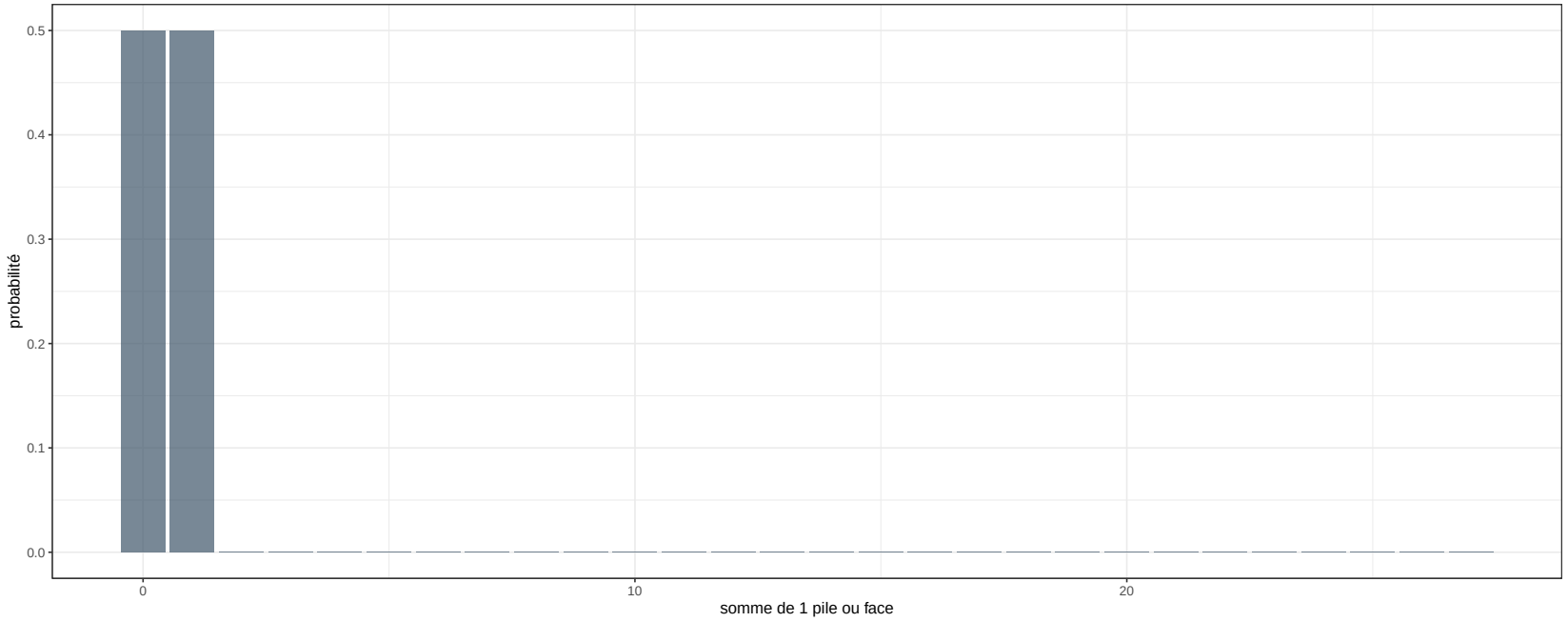
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

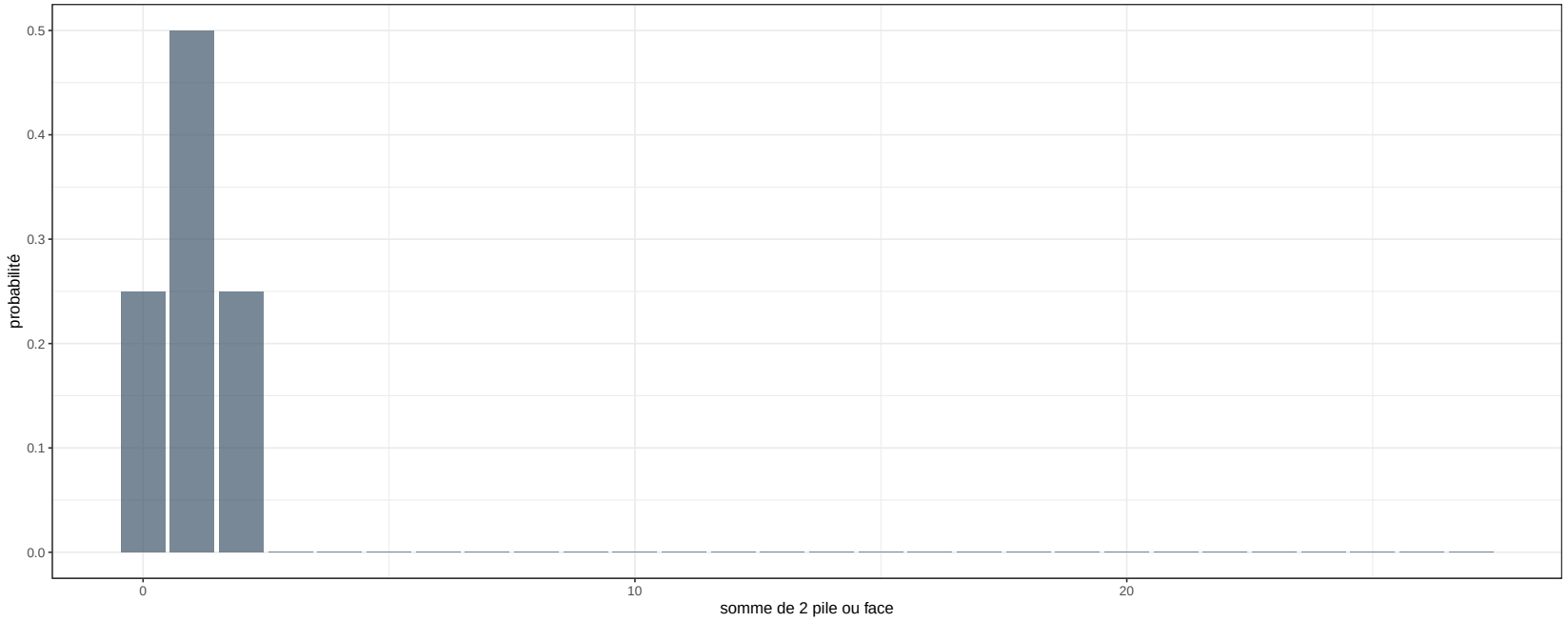
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

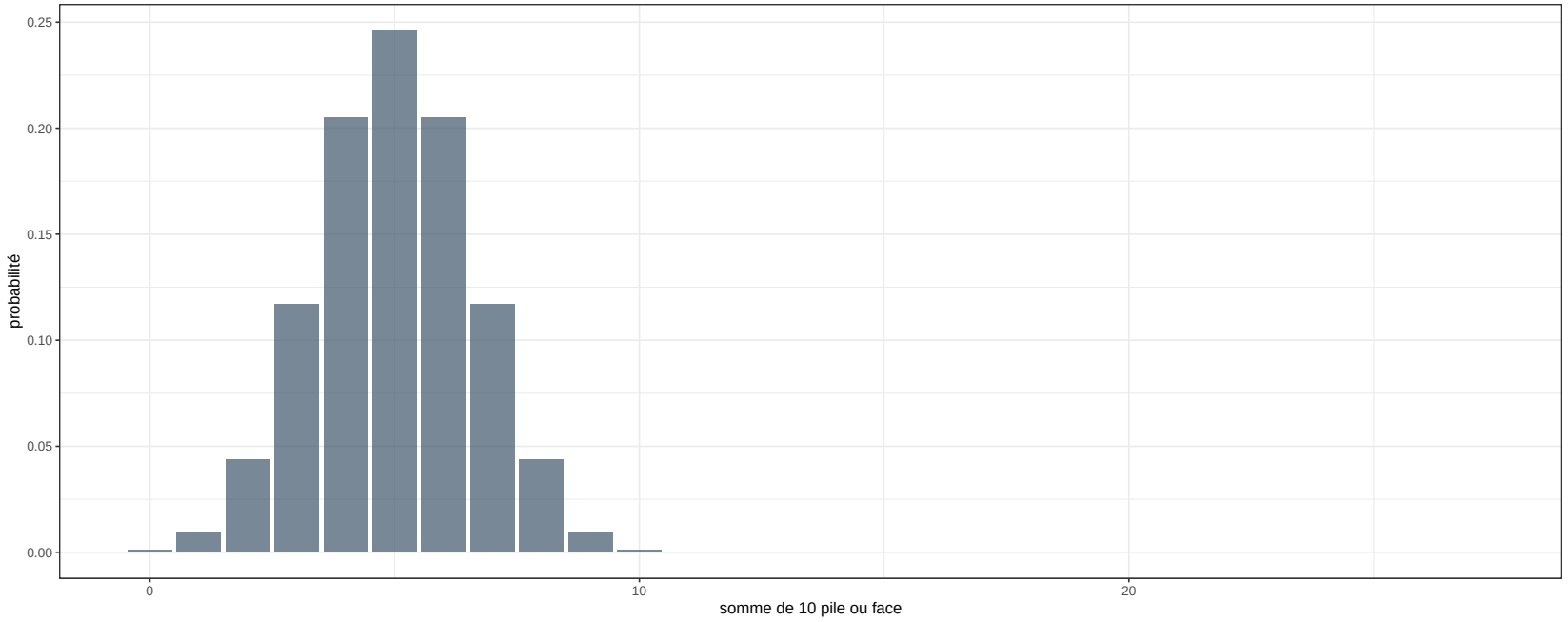
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

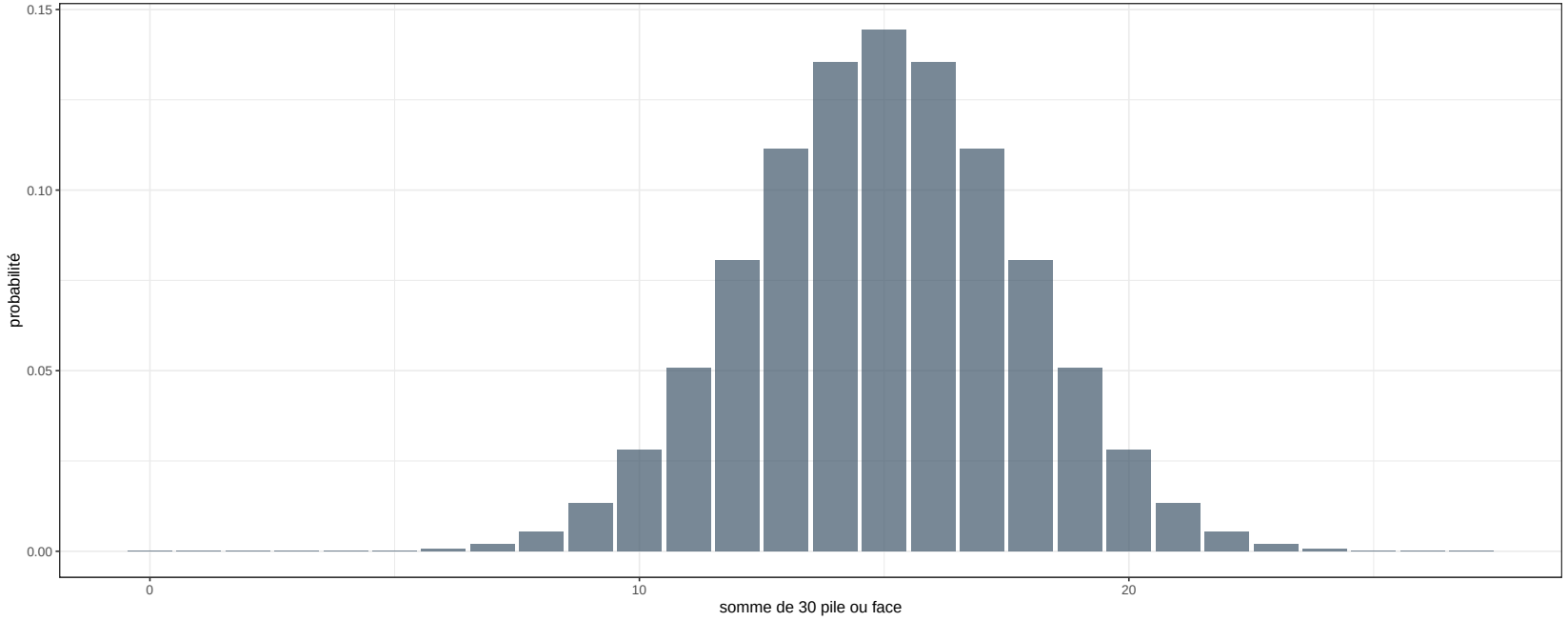
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

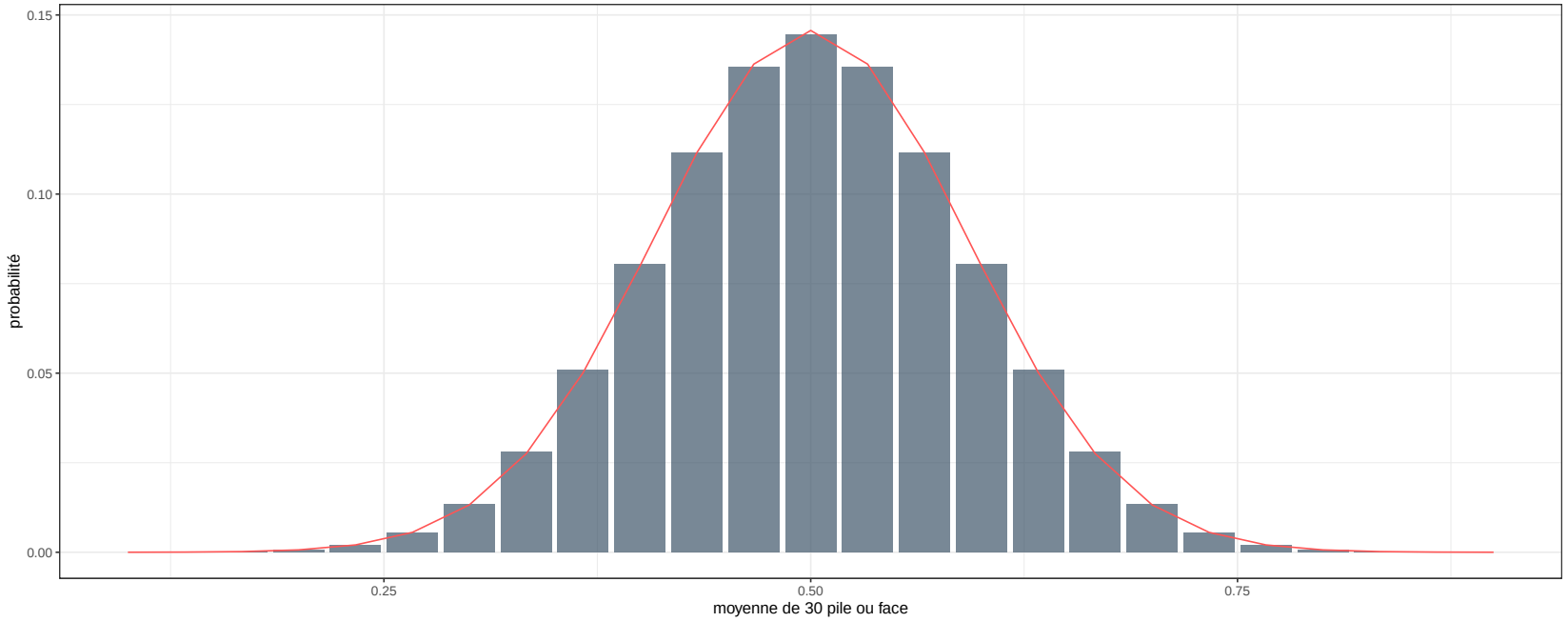
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

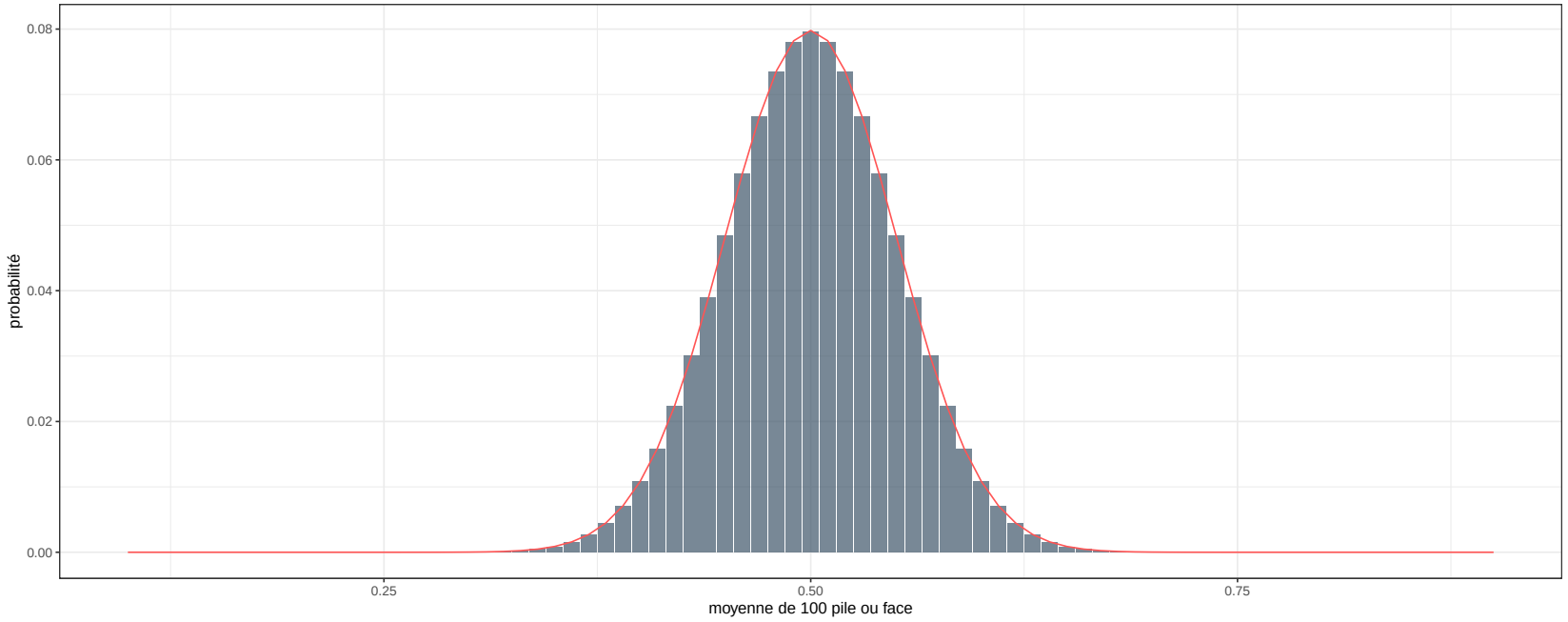
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

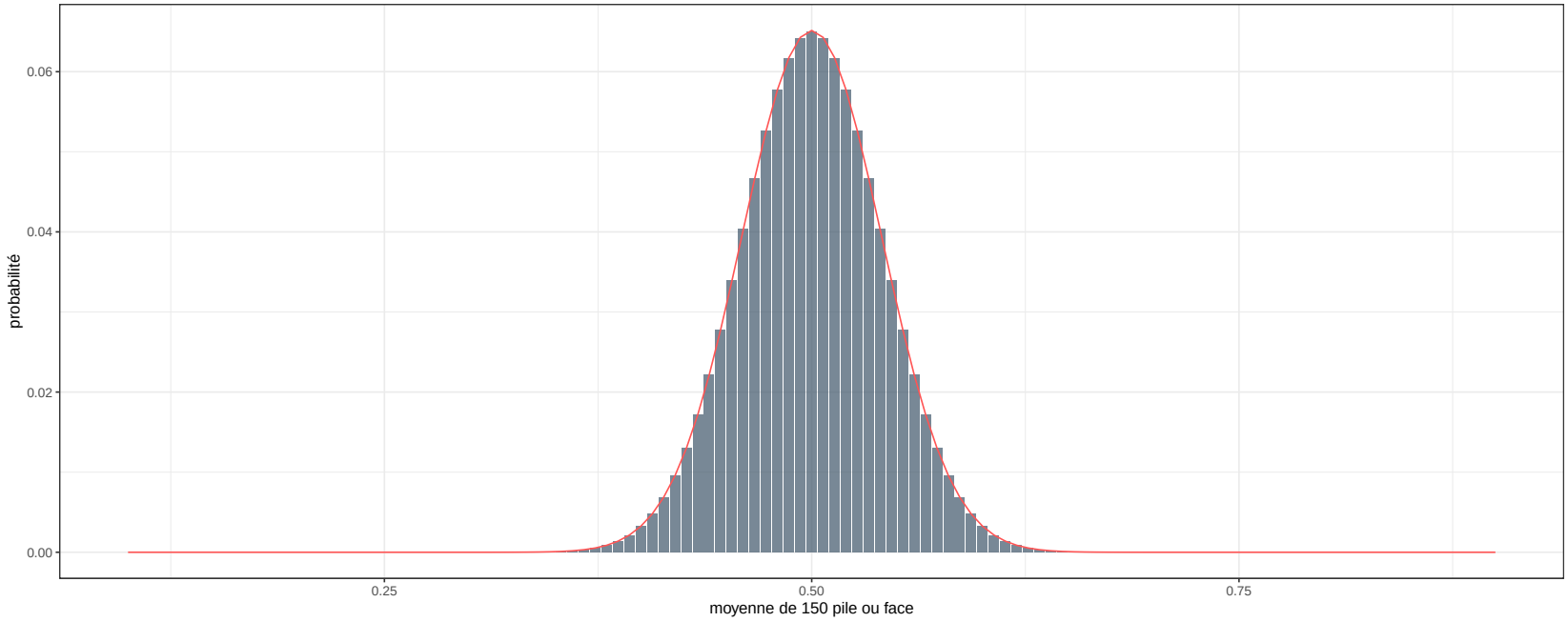
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

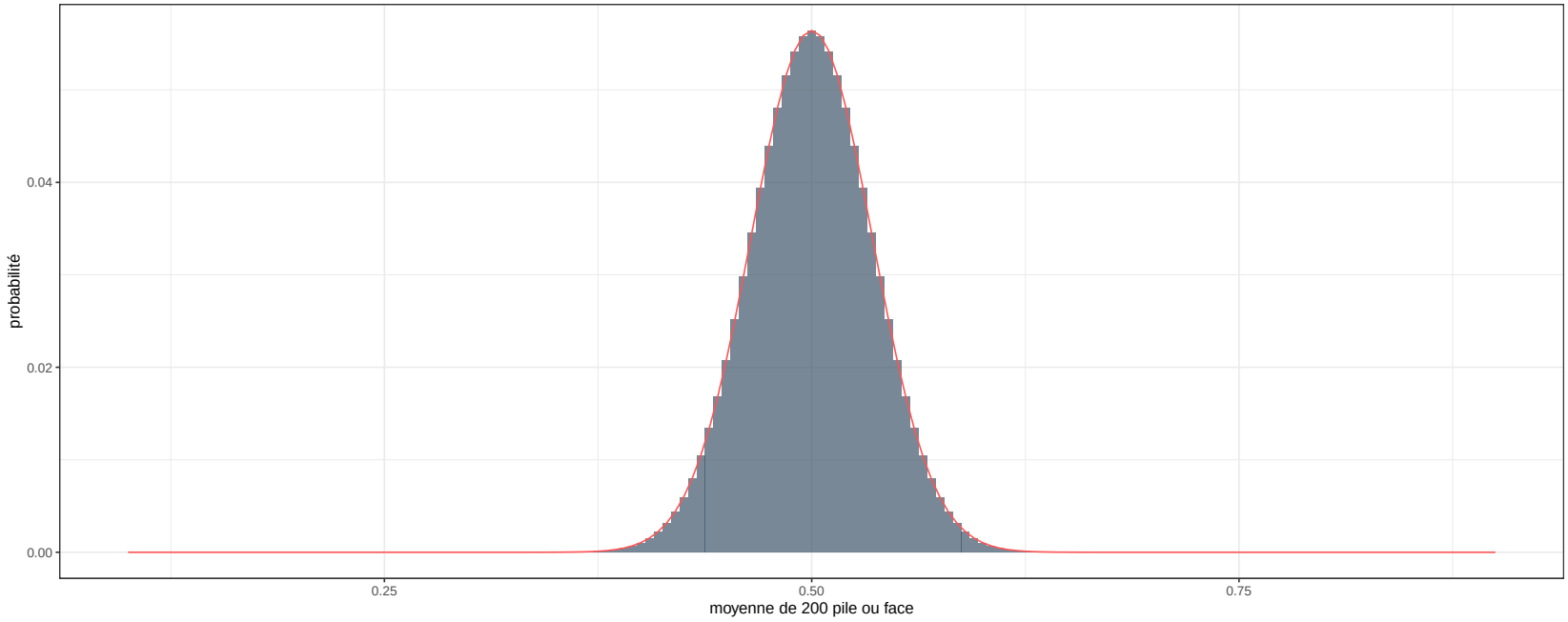
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

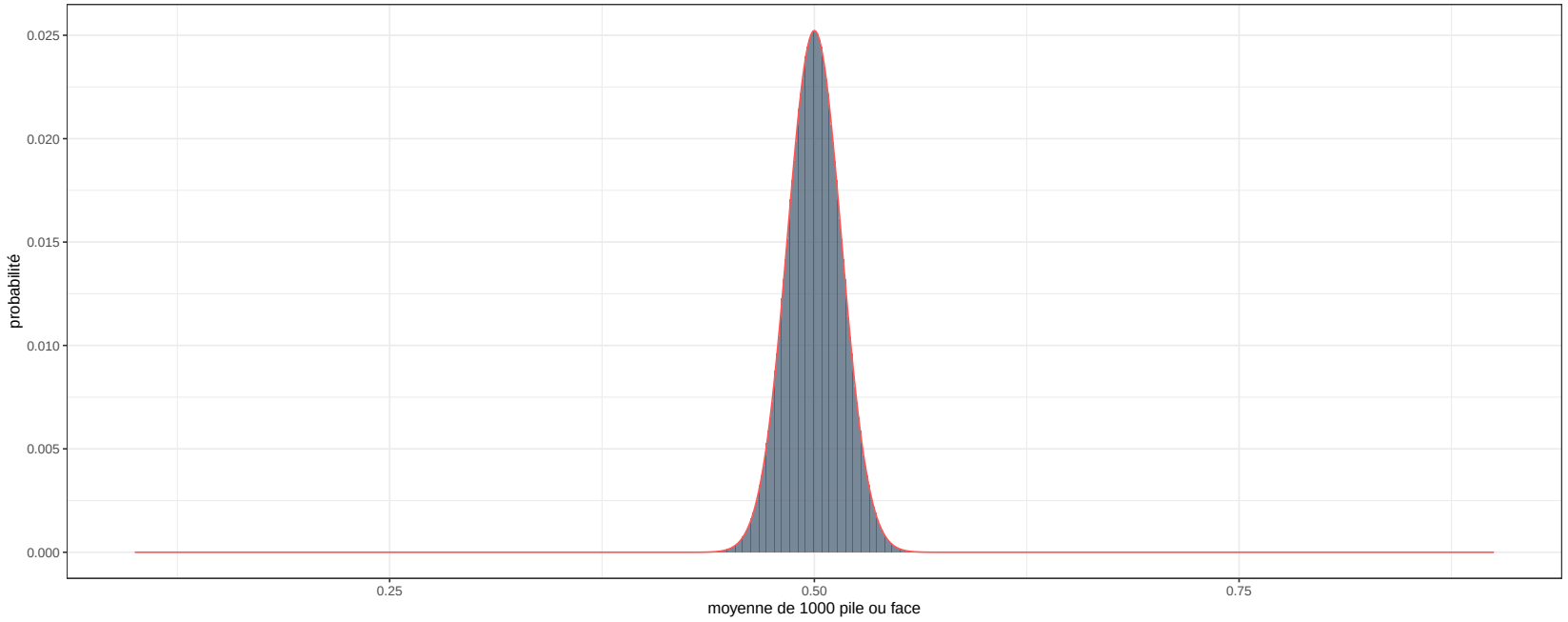
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

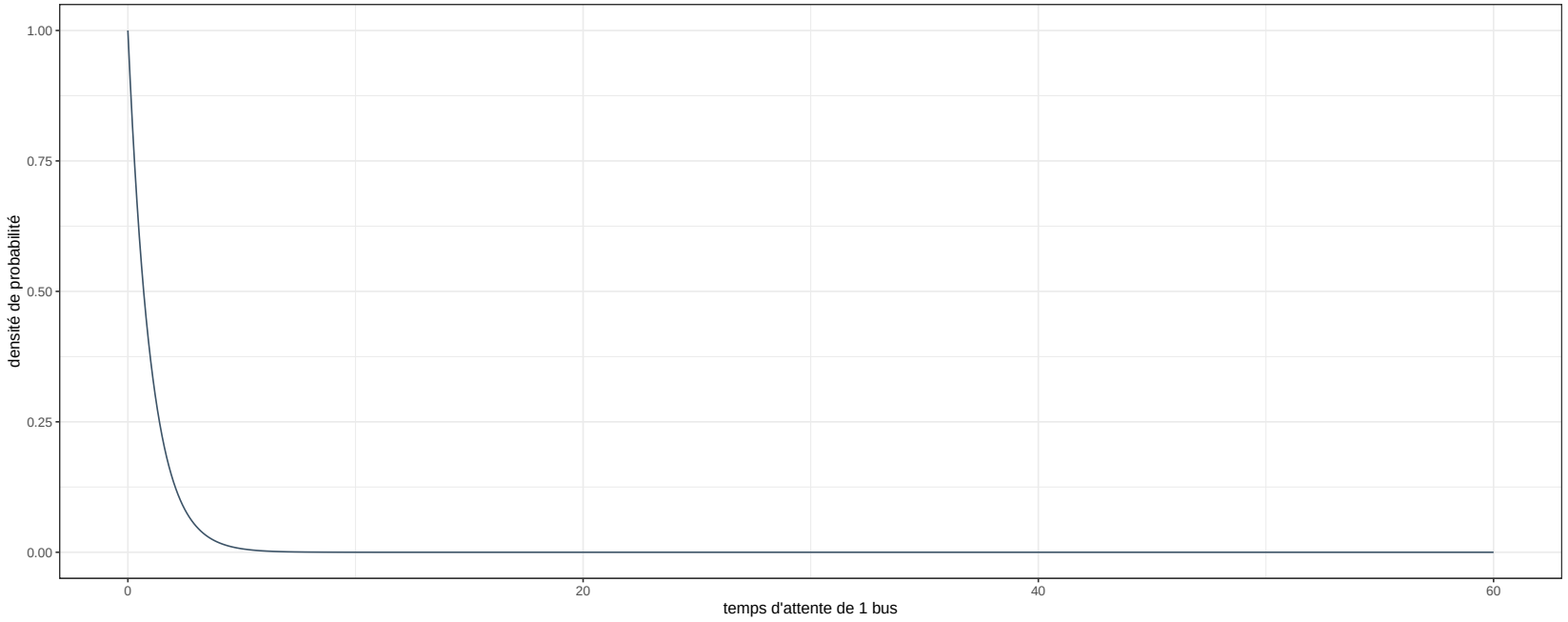
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

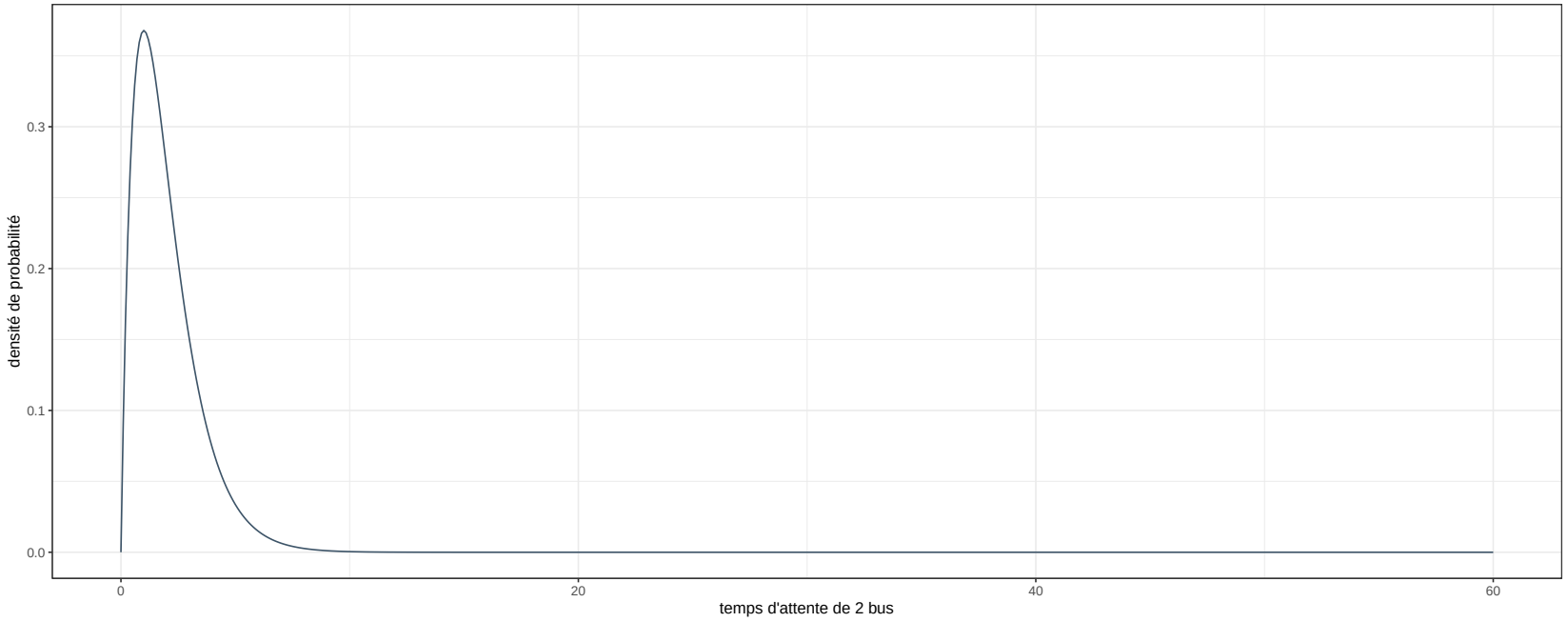
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

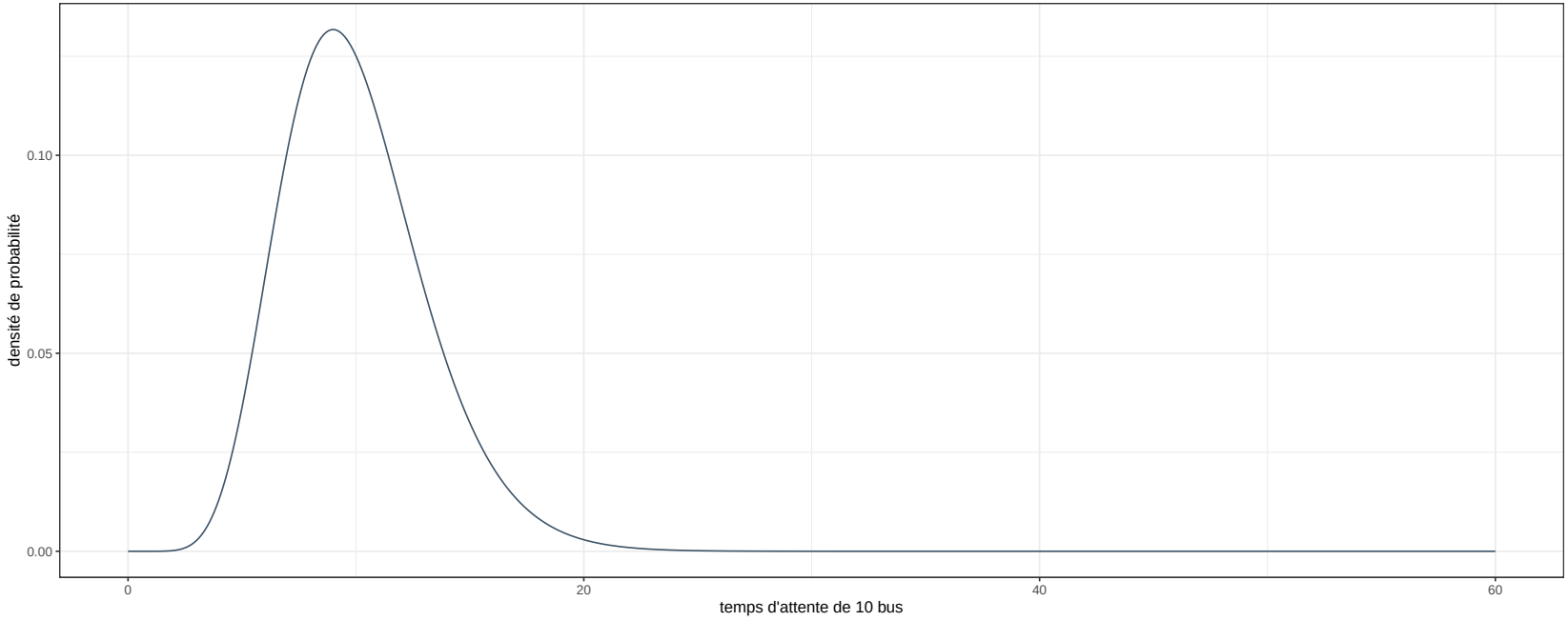
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

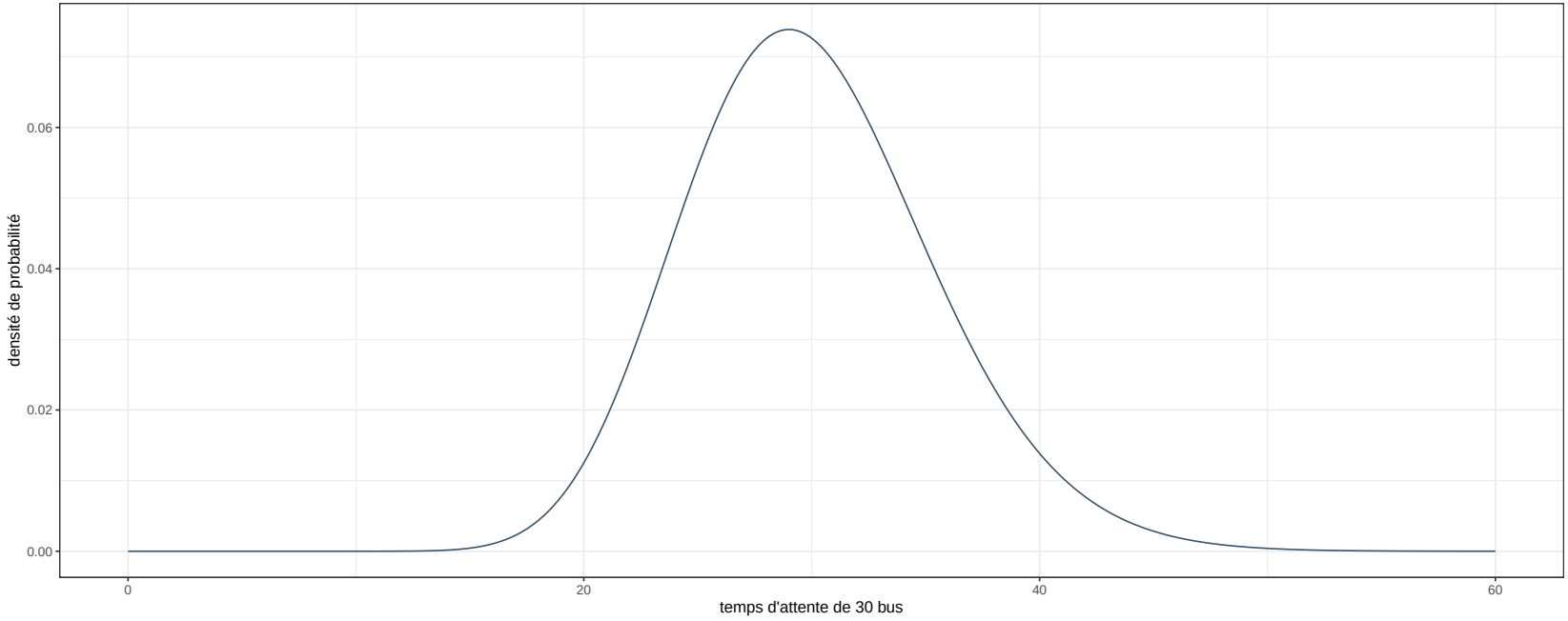
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

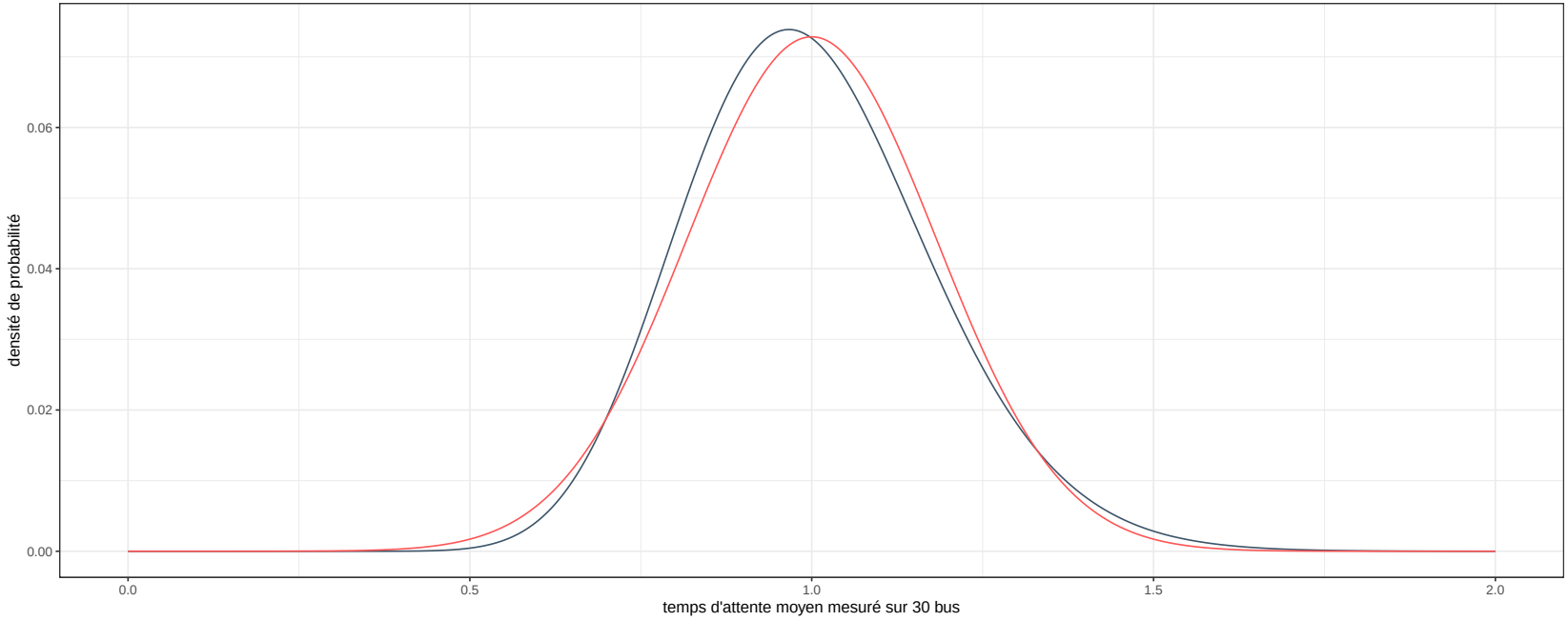
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

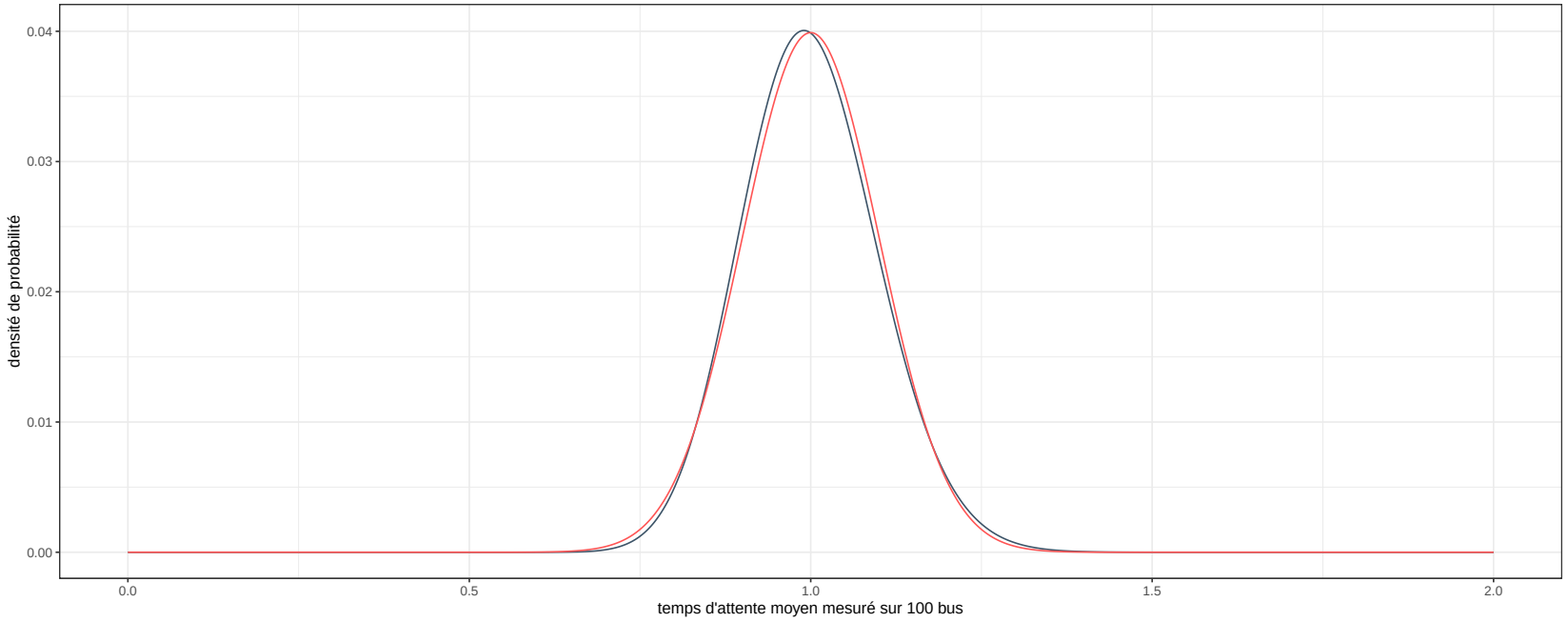
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

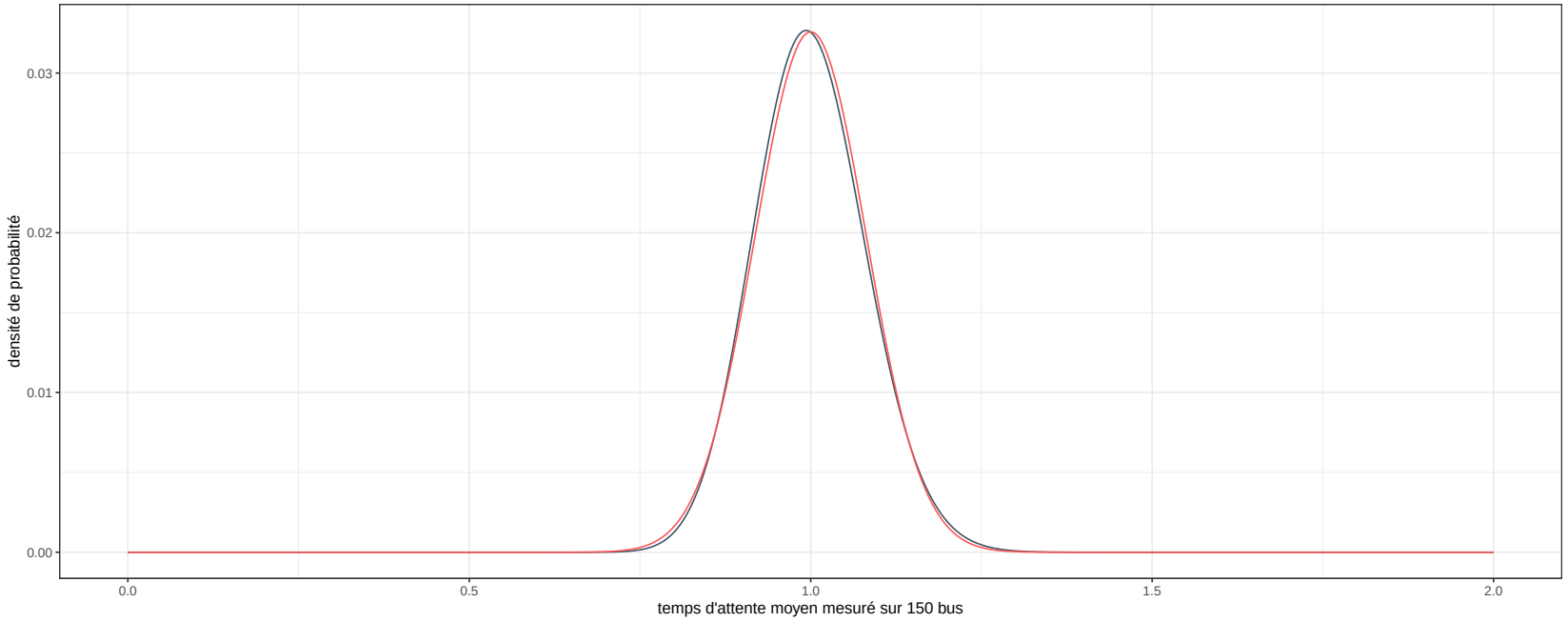
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

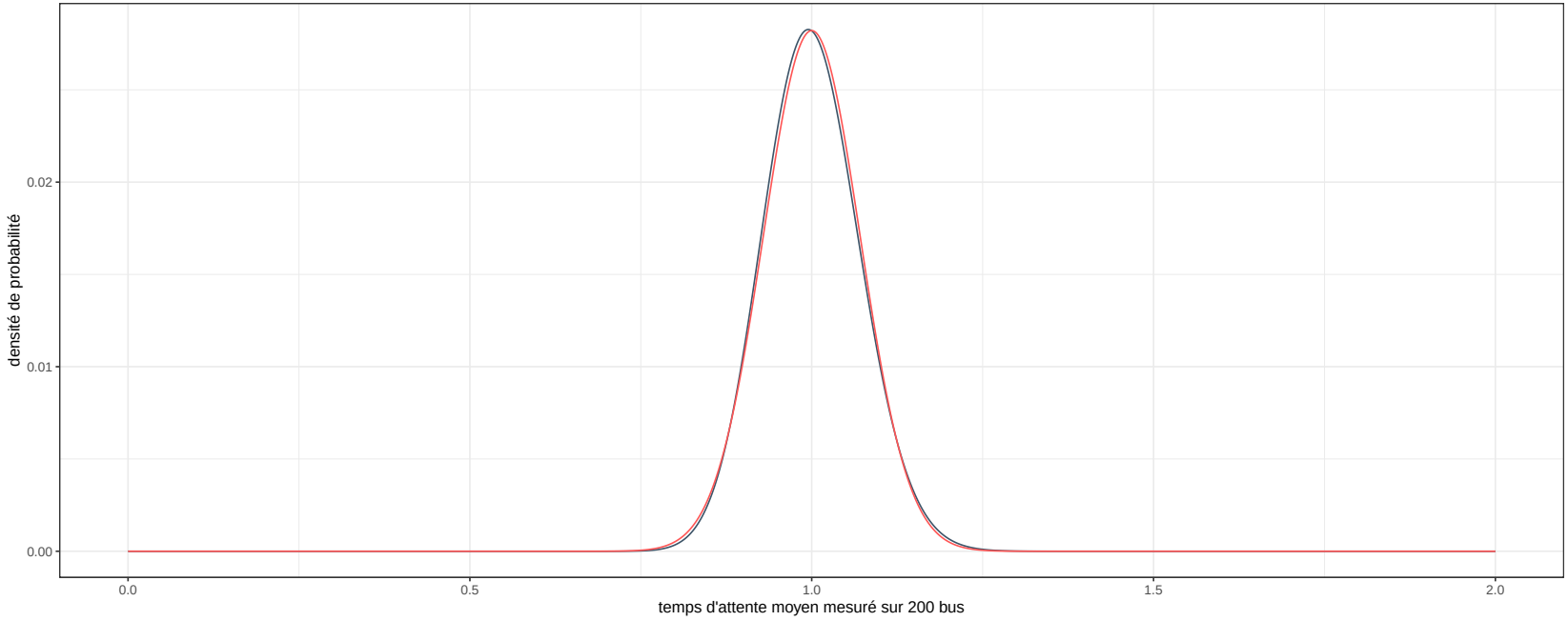
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

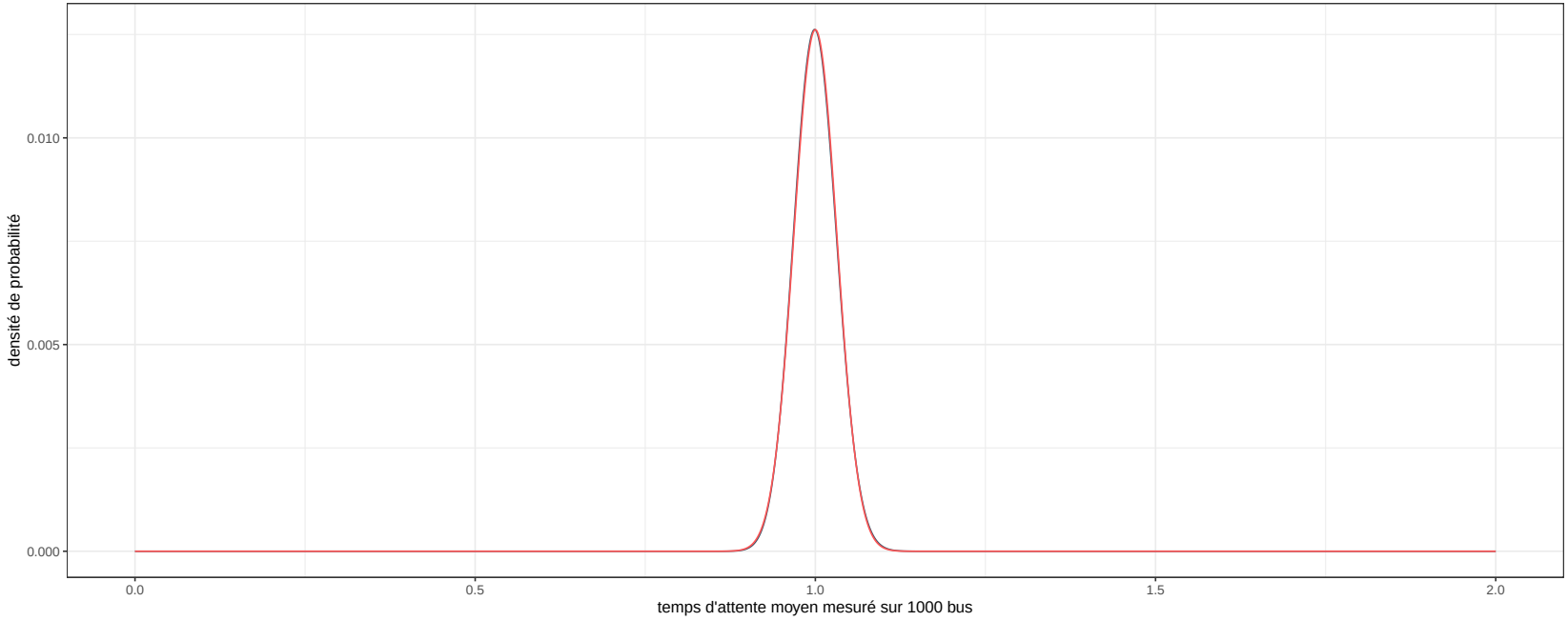
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

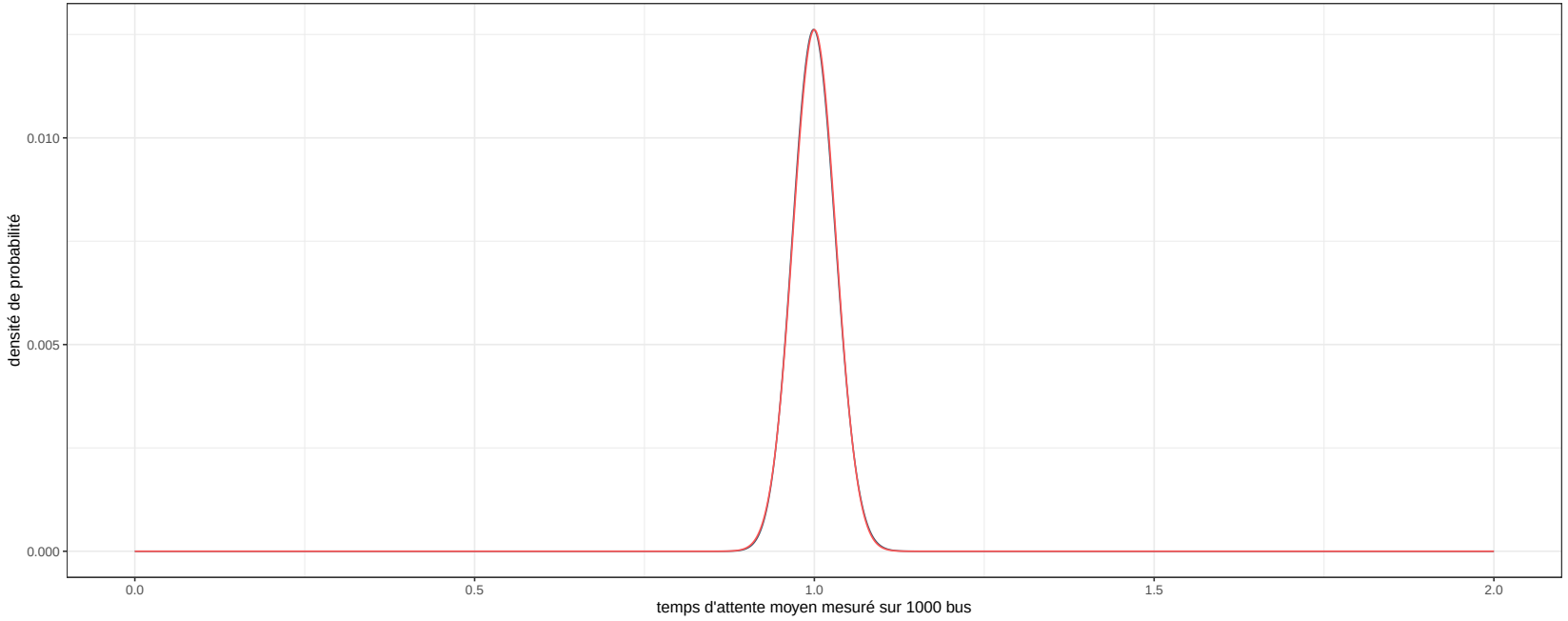
Théorème central limite

La théorie une somme de n variables aléatoires iid (indépendantes et identiquement distribuées) converge, lorsque n tend vers l'infini, vers une variable distribuée comme une Gaussienne.

$$\sqrt{n}\left(\bar{X}_n - \mu\right) \to \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Intuition qu'on peut se forger avec des simulations.

Justification de l'omniprésence de la loi normale en stats.



Estimation

Intervalle de confiance

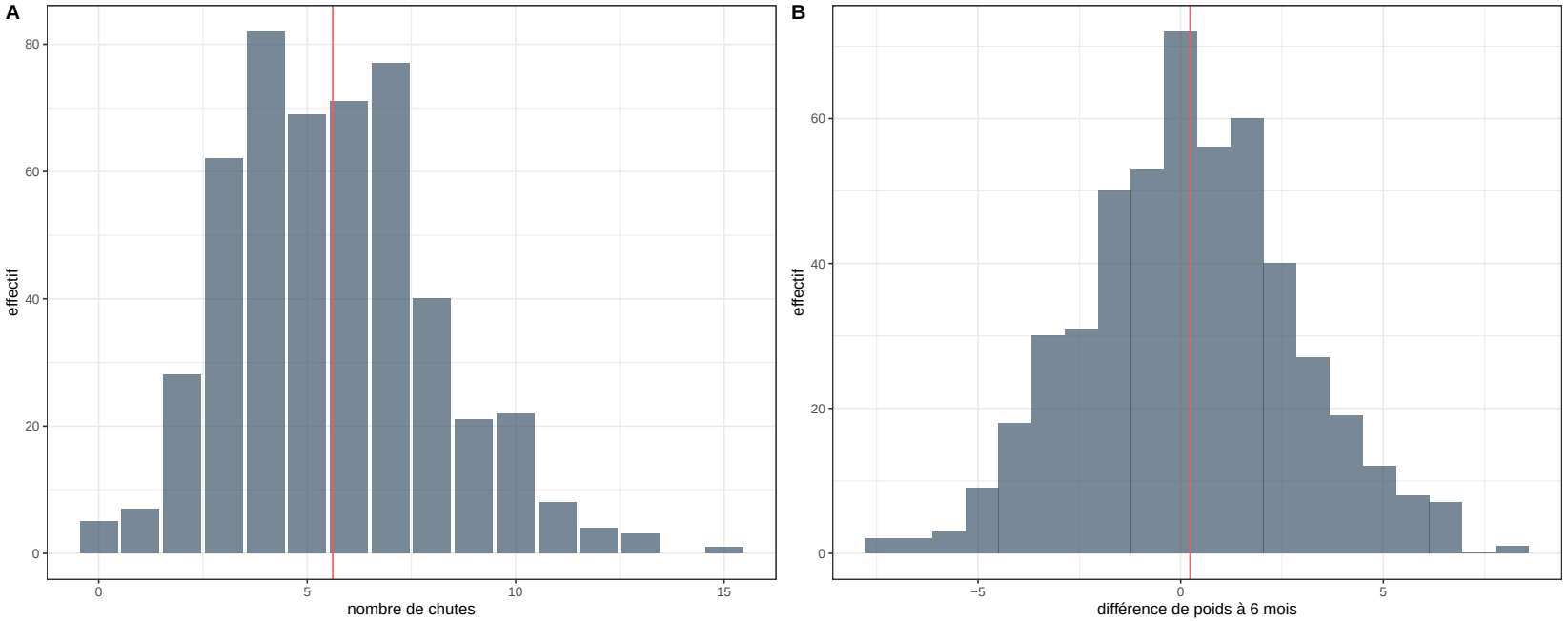
Principe Etant donné un estimand θ, on construit un intervalle de confiance de niveau $1-\alpha$ en cherchant deux estimateurs $\hat{a}$ et $\hat{b}$ de telle façon qu'un *résultat théorique* nous assure que $\mathbb{P}(\hat{a} < \theta < \hat{b}) \geq 1-\alpha$.

Exemple Le TCL nous permet de construire un IC asymptotique de niveau 95% autour de l'espérance :

$$\left[\hat{x}_n \pm z_{\alpha/2}\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}\right]$$

Incertitude qui diminue lorsque n augmente.

Exo donner un intervalle de confiance des moyennes de chaque variable quantitative.



Estimation

Intervalle de confiance

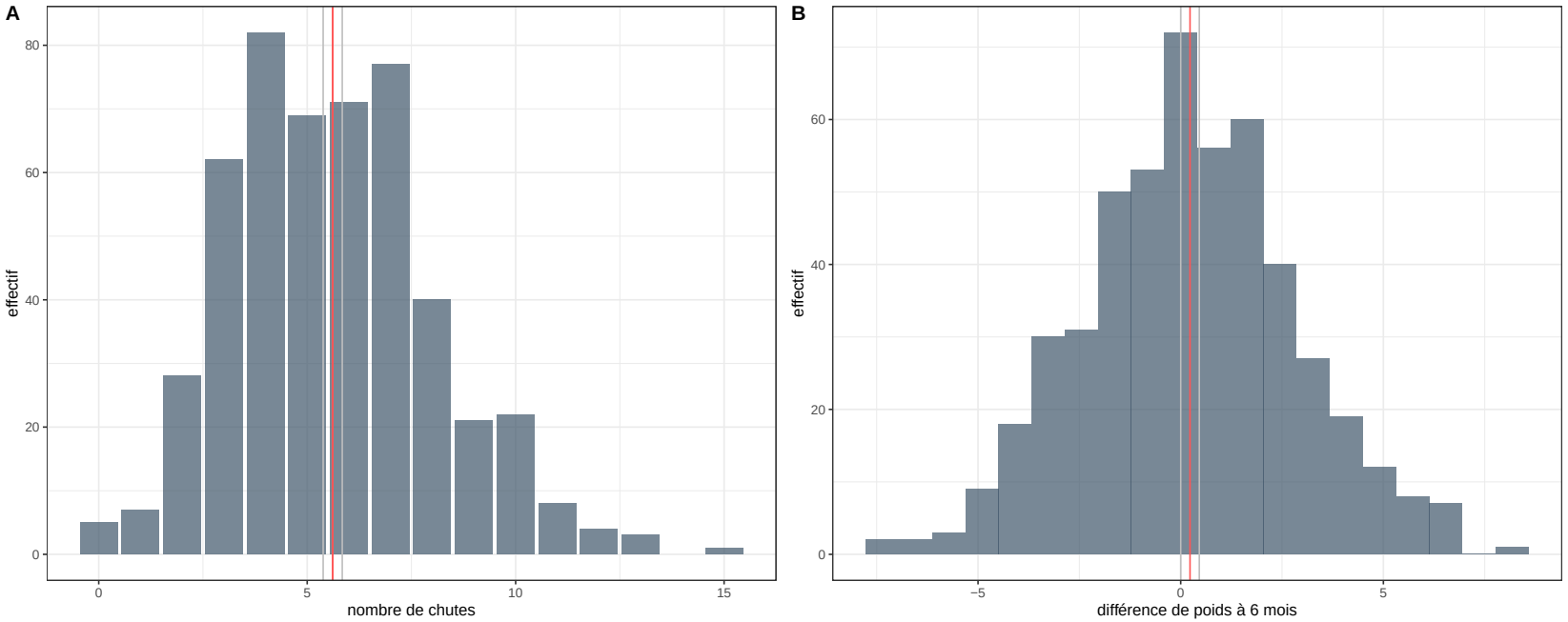
Principe Etant donné un estimand θ, on construit un intervalle de confiance de niveau $1-\alpha$ en cherchant deux estimateurs $\hat{a}$ et $\hat{b}$ de telle façon qu'un *résultat théorique* nous assure que $\mathbb{P}(\hat{a} < \theta < \hat{b}) \geq 1-\alpha$.

Exemple Le TCL nous permet de construire un IC asymptotique de niveau 95% autour de l'espérance :

$$\left[\hat{x}_n \pm z_{\alpha/2}\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}\right]$$

Incertitude qui diminue lorsque n augmente.

Exo donner un intervalle de confiance des moyennes de chaque variable quantitative.



Estimation

Intervalle de confiance

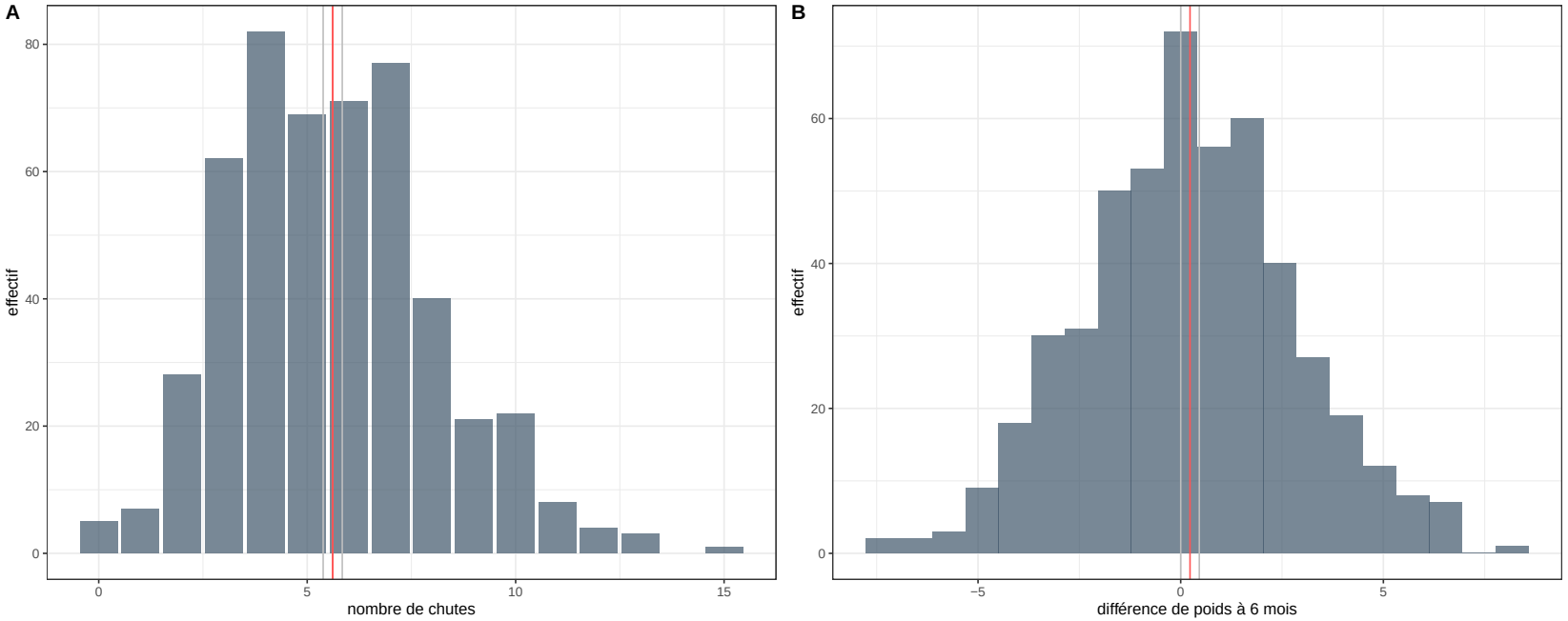
Principe Etant donné un estimand θ, on construit un intervalle de confiance de niveau $1-\alpha$ en cherchant deux estimateurs $\hat{a}$ et $\hat{b}$ de telle façon qu'un *résultat théorique* nous assure que $\mathbb{P}(\hat{a} < \theta < \hat{b}) \geq 1-\alpha$.

Exemple Le TCL nous permet de construire un IC asymptotique de niveau 95% autour de l'espérance :

$$\left[\hat{x}_n \pm z_{\alpha/2}\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}\right]$$

Incertitude qui diminue lorsque n augmente.

Exo donner un intervalle de confiance des moyennes de chaque variable quantitative.



Estimation

Intervalle de confiance

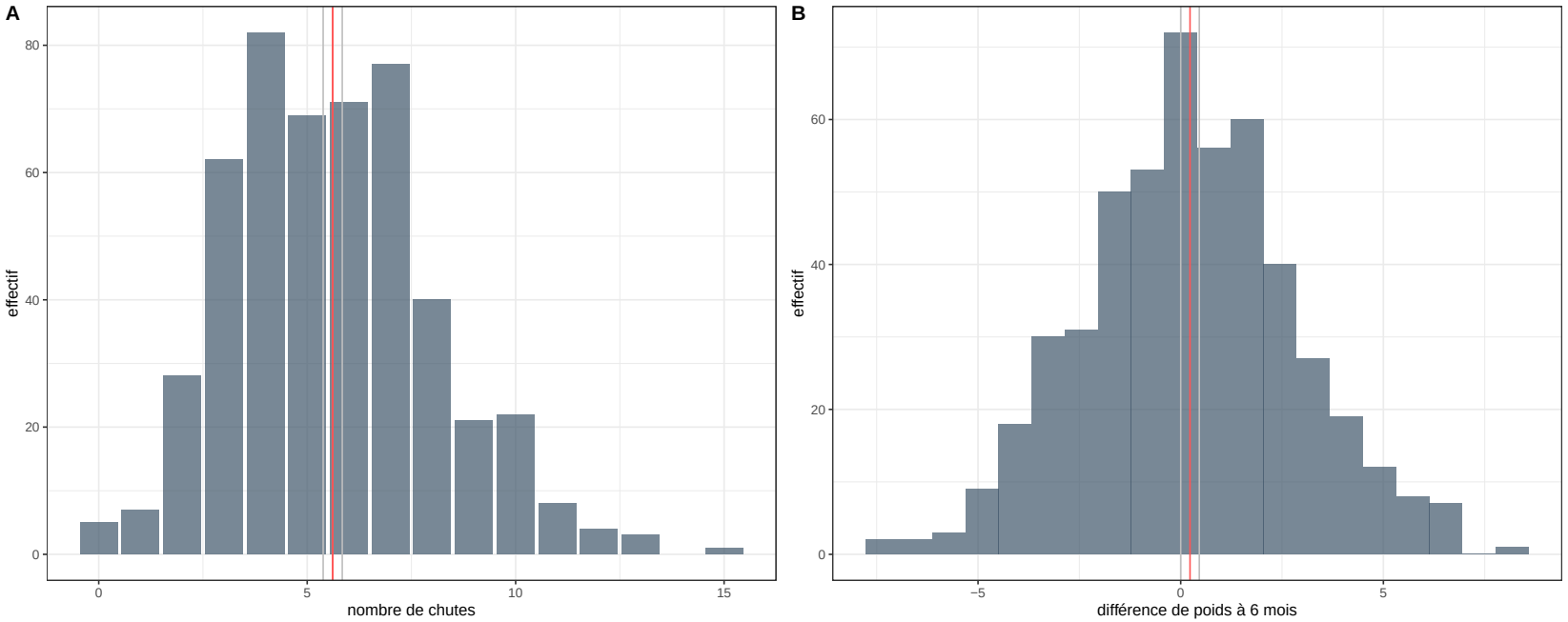
Principe Etant donné un estimand θ, on construit un intervalle de confiance de niveau $1-\alpha$ en cherchant deux estimateurs $\hat{a}$ et $\hat{b}$ de telle façon qu'un *résultat théorique* nous assure que $\mathbb{P}(\hat{a} < \theta < \hat{b}) \geq 1-\alpha$.

Exemple Le TCL nous permet de construire un IC asymptotique de niveau 95% autour de l'espérance :

$$\left[\hat{x}_n \pm z_{\alpha/2}\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}\right]$$

Incertitude qui diminue lorsque n augmente.

Exo donner un intervalle de confiance des moyennes de chaque variable quantitative.



Tests

Motivation

Vocabulaire
- Distribution discrète
- Distribution continue
- Mesures de tendance centrale
- Mesures de dispersion

Estimation
- Estimation de moyenne
- Théorème central limite
- Intervalle de confiance

Tests
- Principe général
- Asymétrie des risques de première et seconde espèce
- P-value
- Exemple d'un test T
- Tests multiples

Conclusion

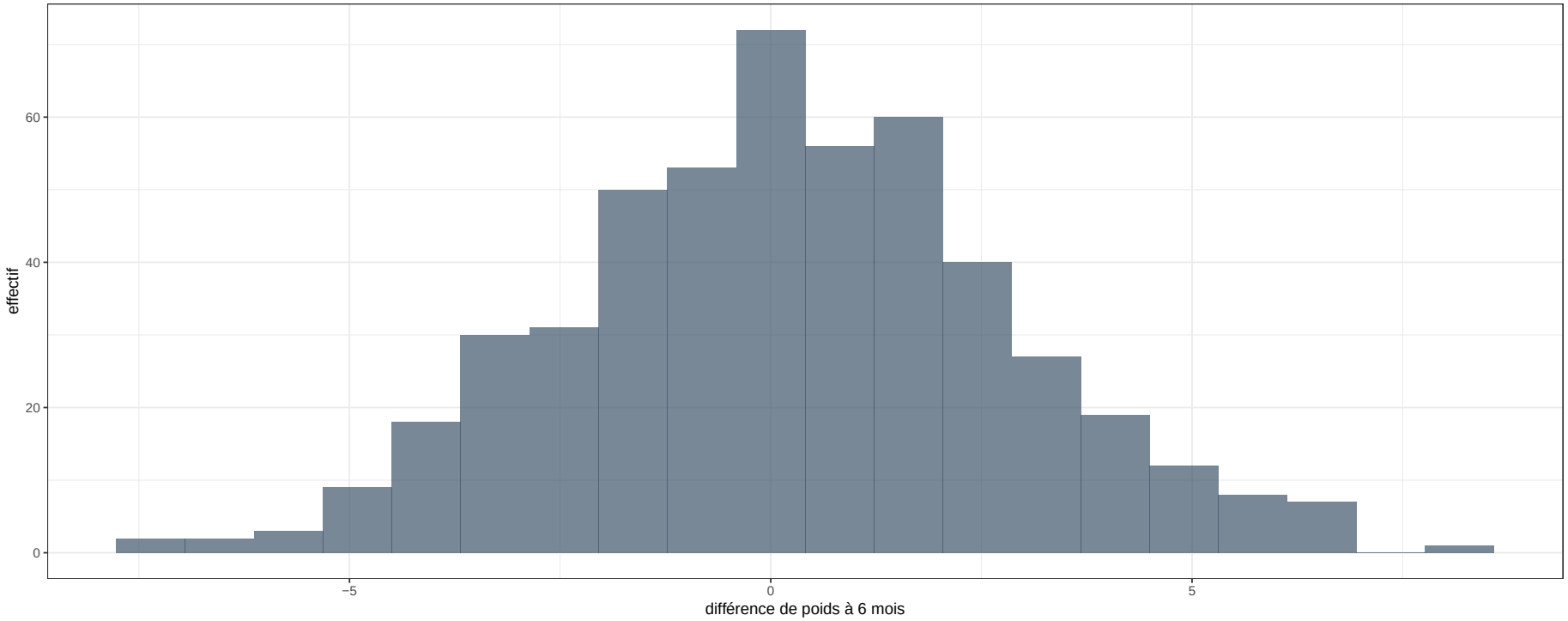
Tests

Principe général

Exo calculer la moyenne de différence de poids dans le groupe "control" vs. "treatment".

Question est-il possible d'affirmer que ces deux moyennes sont différentes ?

Un test statistique permet de répondre à la question en quantifiant l'erreur effectuée.



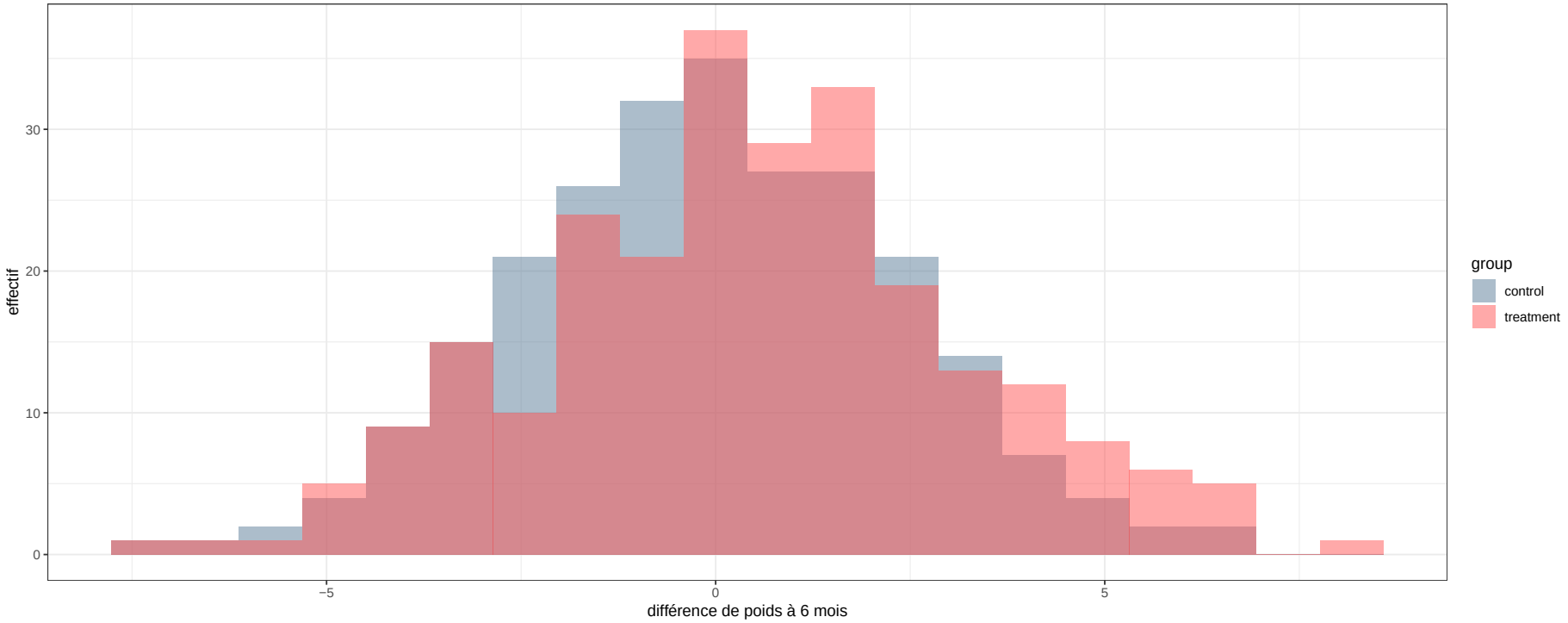
Tests

Principe général

Exo calculer la moyenne de différence de poids dans le groupe "control" vs. "treatment".

Question est-il possible d'affirmer que ces deux moyennes sont différentes ?

Un test statistique permet de répondre à la question en quantifiant l'erreur effectuée.



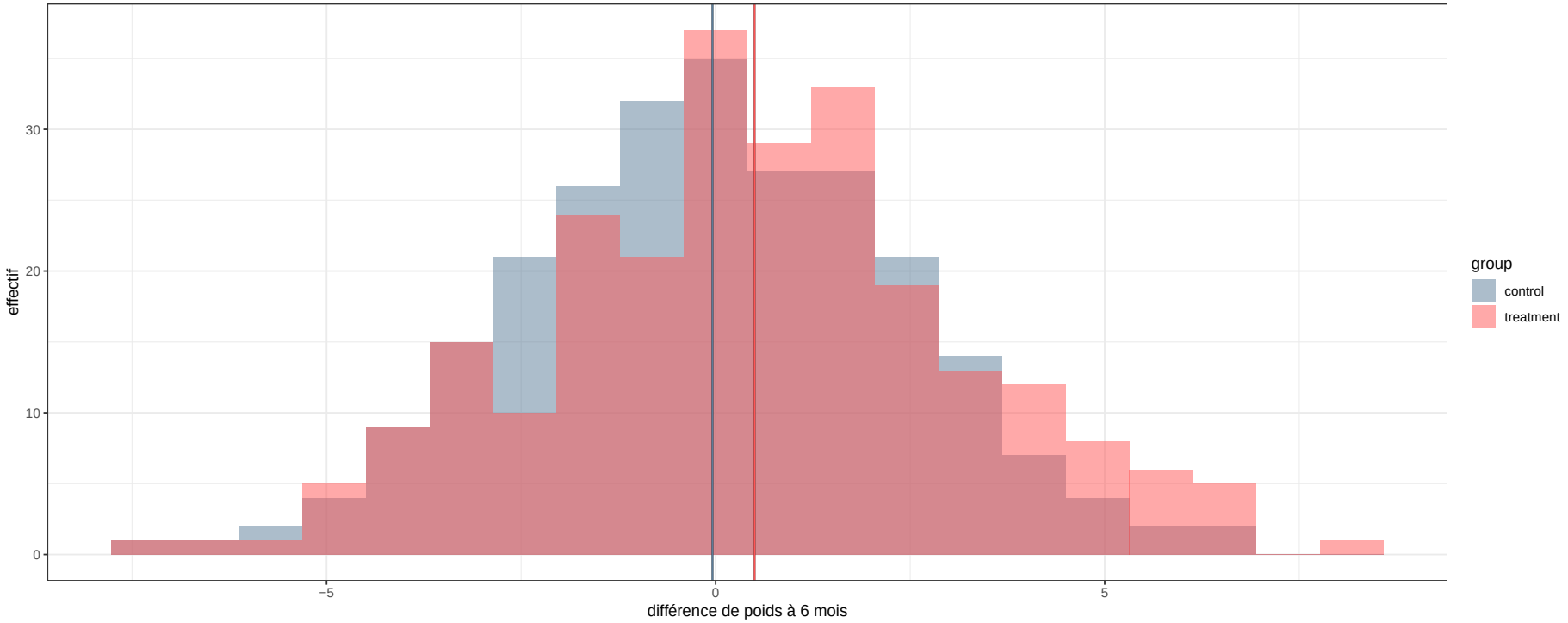
Tests

Principe général

Exo calculer la moyenne de différence de poids dans le groupe "control" vs. "treatment".

Question est-il possible d'affirmer que ces deux moyennes sont différentes ?

Un test statistique permet de répondre à la question en quantifiant l'erreur effectuée.



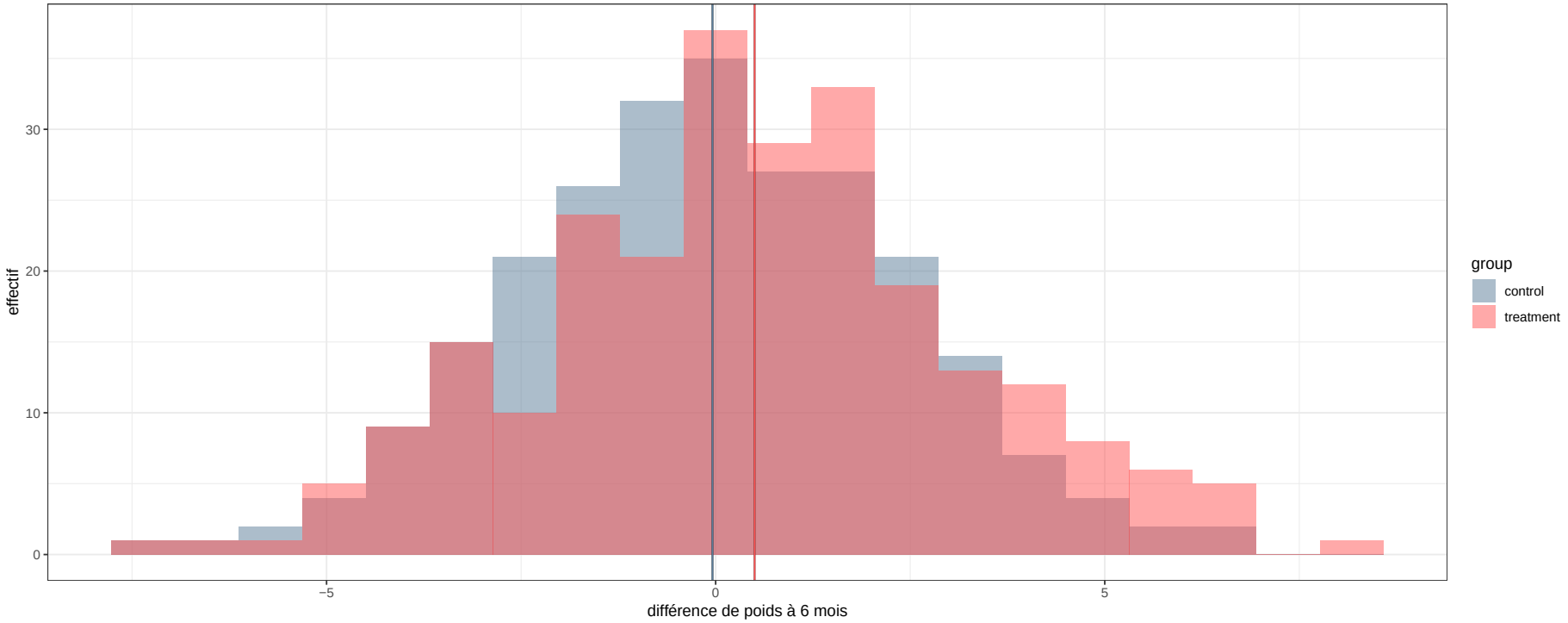
Tests

Principe général

Exo calculer la moyenne de différence de poids dans le groupe "control" vs. "treatment".

Question est-il possible d'affirmer que ces deux moyennes sont différentes ?

Un test statistique permet de répondre à la question en quantifiant l'erreur effectuée.

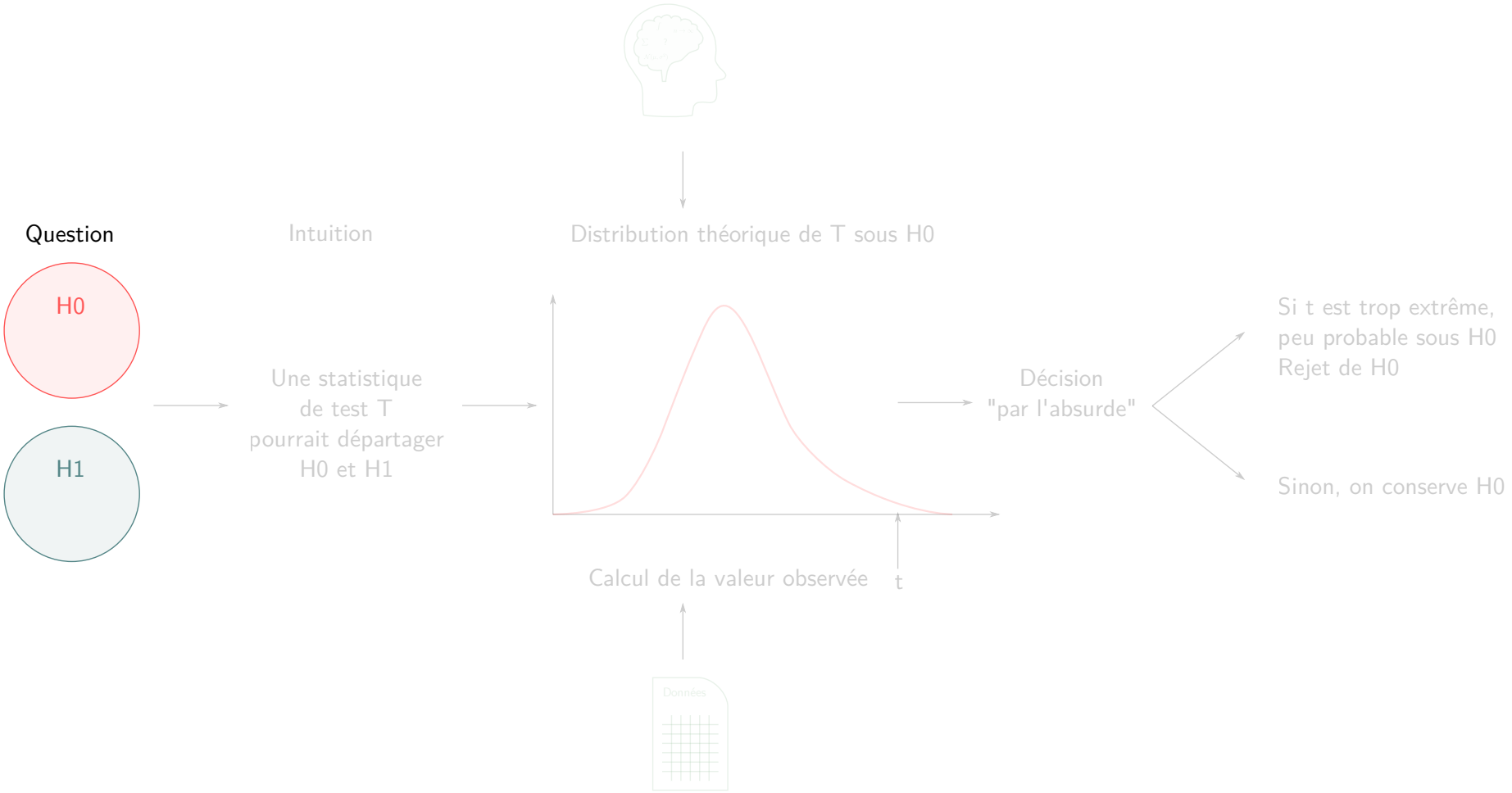


Tests

Asymétrie des risques de première et seconde espèce

H0 l'hypothèse nulle, consensuelle, qu'on adopte par défaut si on a pas de données.

H1 l'hypothèse alternative, qu'on aimerait montrer grâce à nos données.

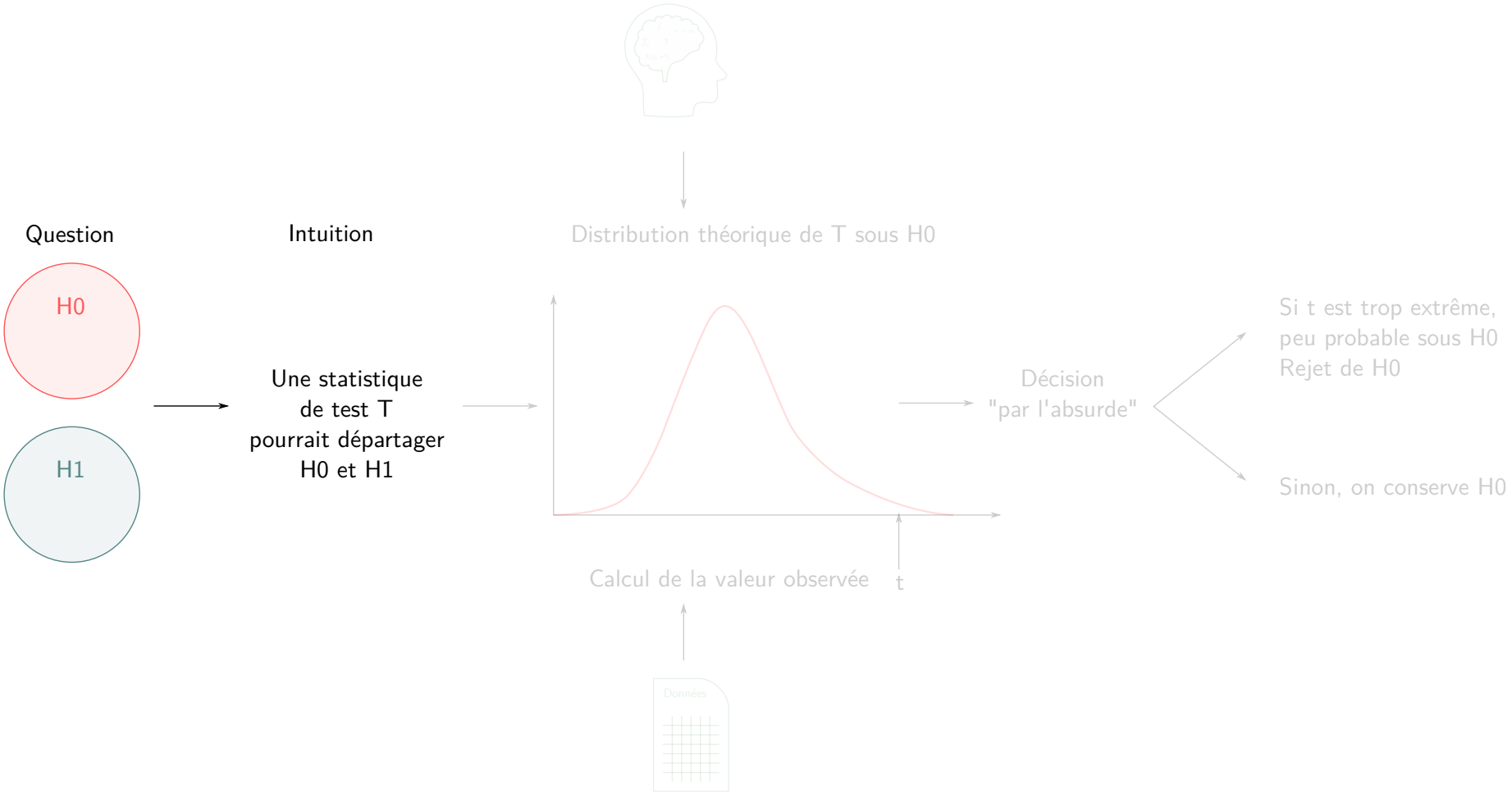


Tests

Asymétrie des risques de première et seconde espèce

H0 l'hypothèse nulle, consensuelle, qu'on adopte par défaut si on a pas de données.

H1 l'hypothèse alternative, qu'on aimerait montrer grâce à nos données.

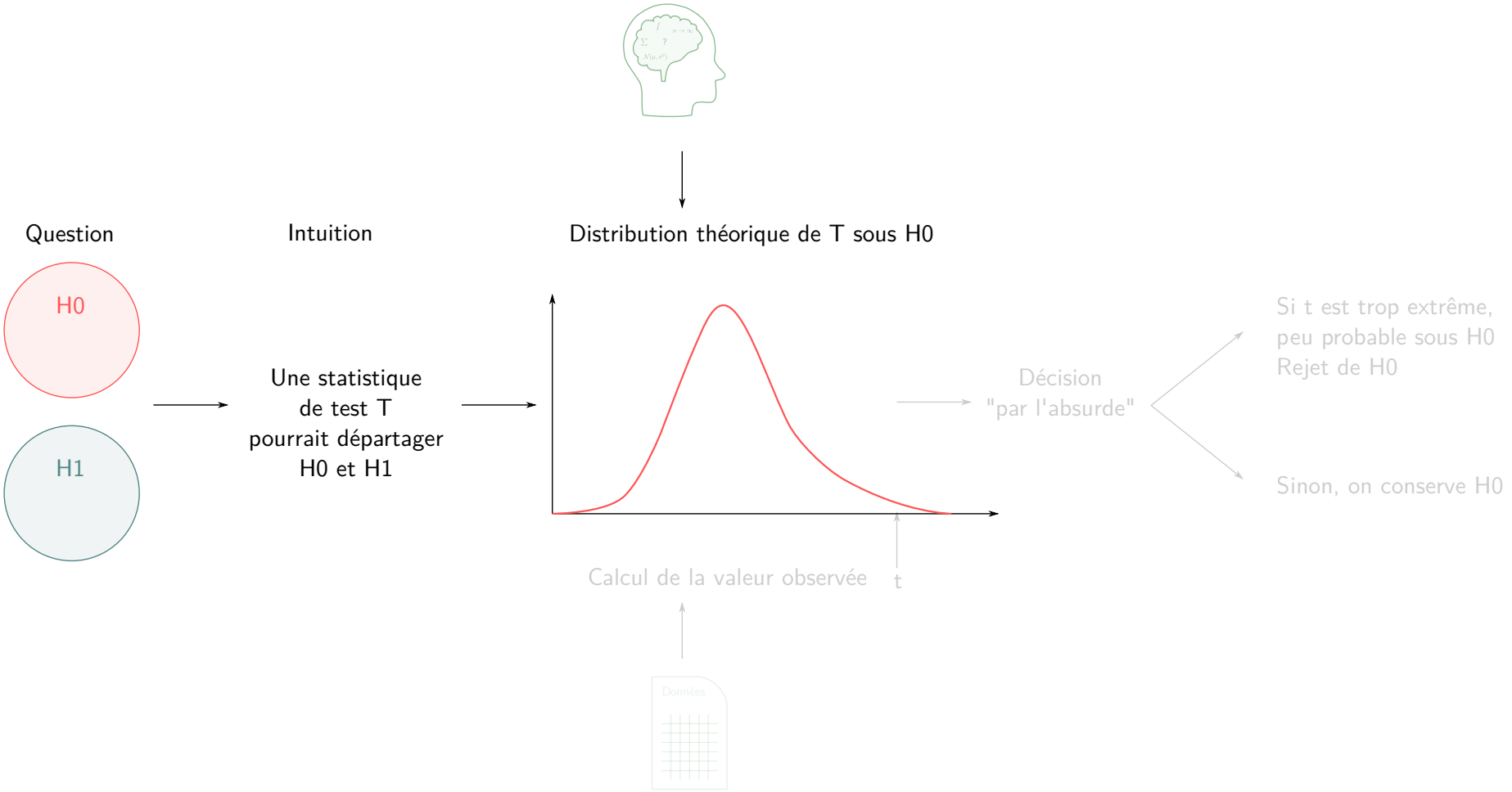


Tests

Asymétrie des risques de première et seconde espèce

H0 l'hypothèse nulle, consensuelle, qu'on adopte par défaut si on a pas de données.

H1 l'hypothèse alternative, qu'on aimerait montrer grâce à nos données.

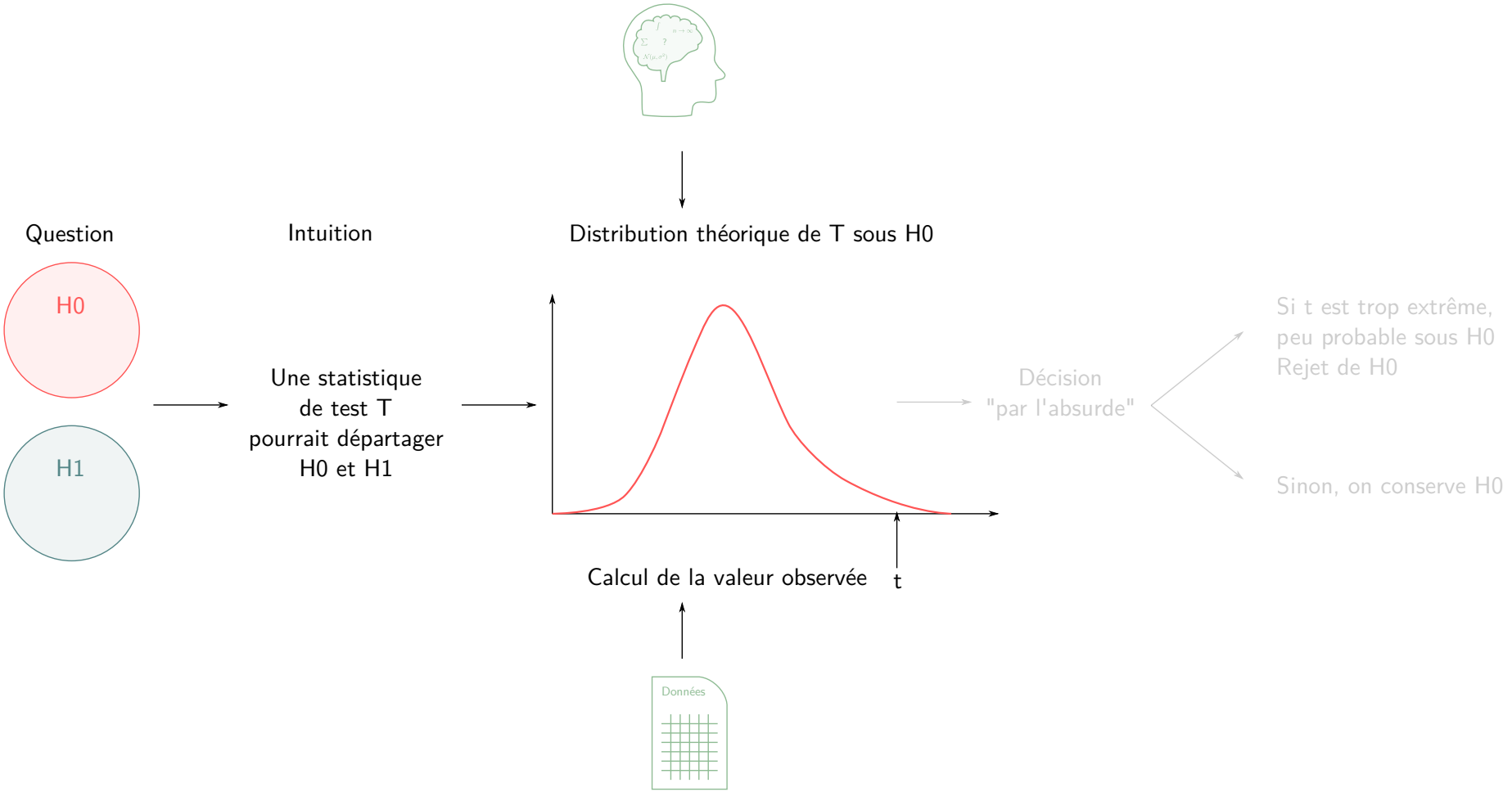


Tests

Asymétrie des risques de première et seconde espèce

H0 l'hypothèse nulle, consensuelle, qu'on adopte par défaut si on a pas de données.

H1 l'hypothèse alternative, qu'on aimerait montrer grâce à nos données.

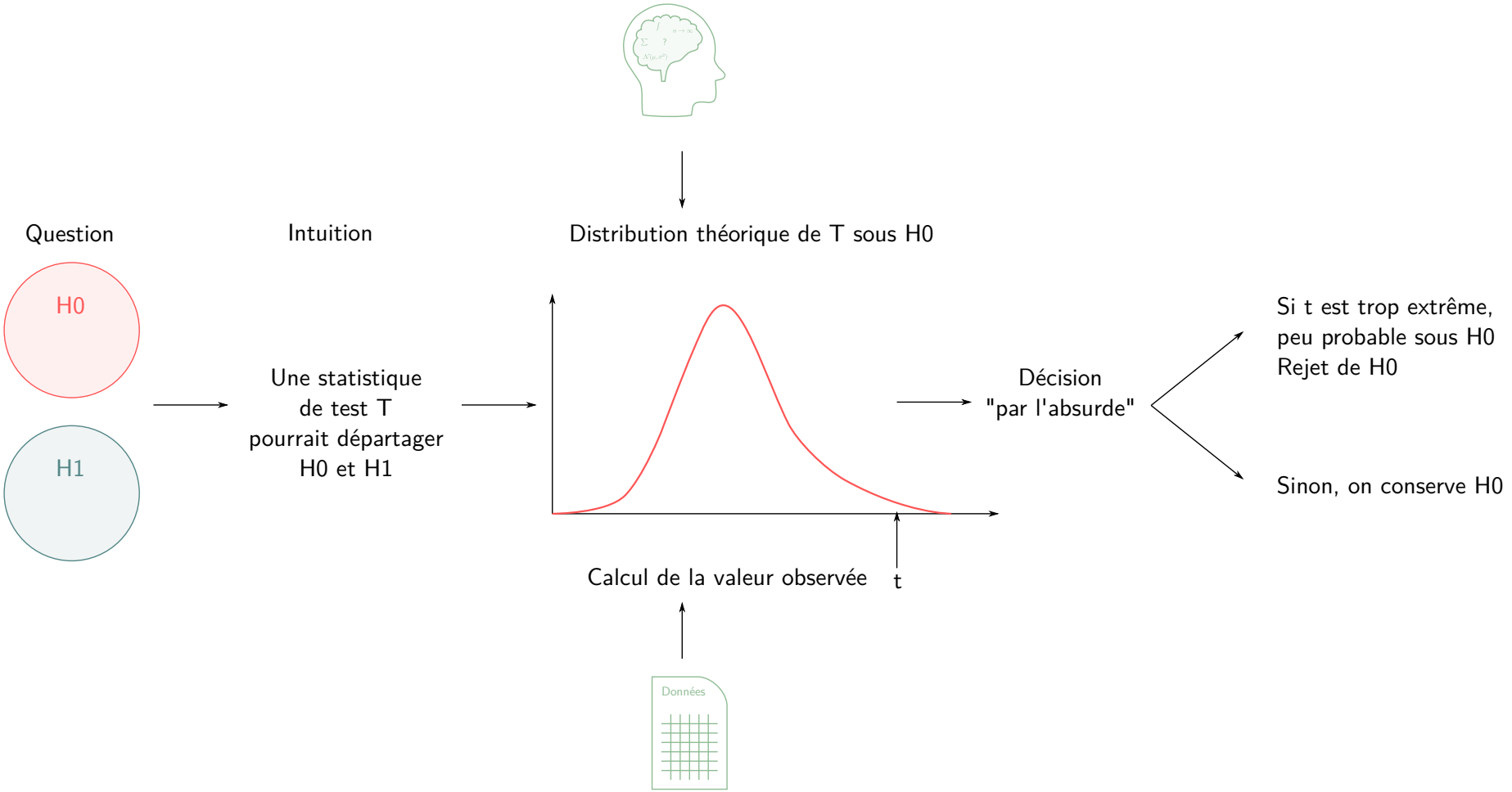


Tests

Asymétrie des risques de première et seconde espèce

H0 l'hypothèse nulle, consensuelle, qu'on adopte par défaut si on a pas de données.

H1 l'hypothèse alternative, qu'on aimerait montrer grâce à nos données.

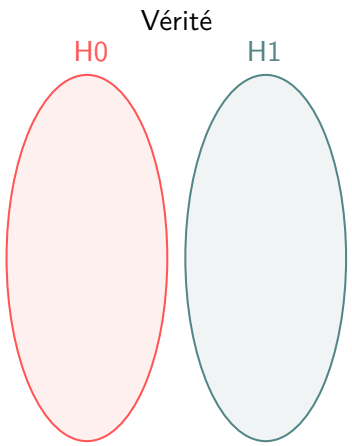


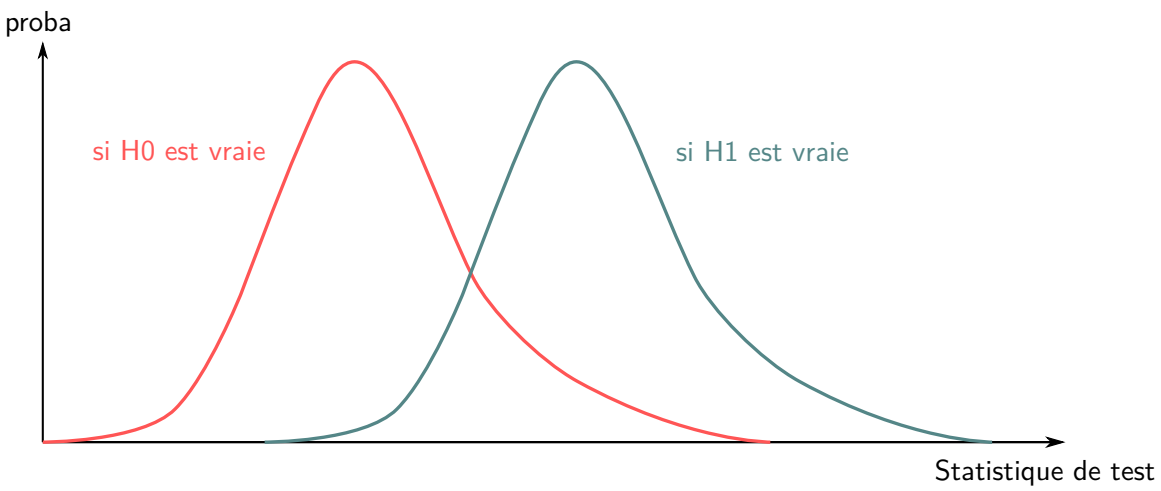
Tests

Asymétrie des risques de première et seconde espèce

Risque α ou "de première espèce" : probabilité de rejet de H0 sachant que H0 est vraie.

Risque β ou "de seconde espèce" : probabilité de ne pas rejeter H0 sachant que H1 est vraie.



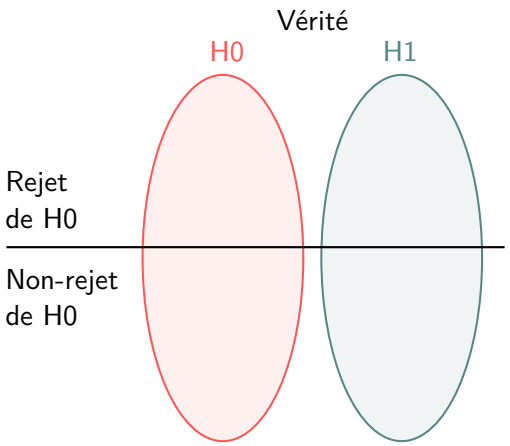


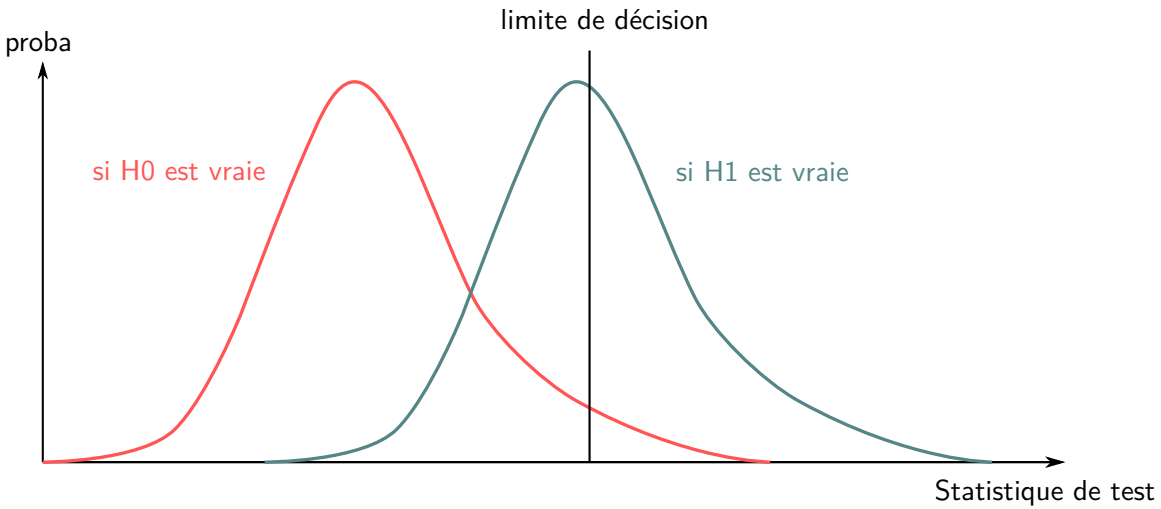
Tests

Asymétrie des risques de première et seconde espèce

Risque α ou "de première espèce" : probabilité de rejet de H0 sachant que H0 est vraie.

Risque β ou "de seconde espèce" : probabilité de ne pas rejeter H0 sachant que H1 est vraie.



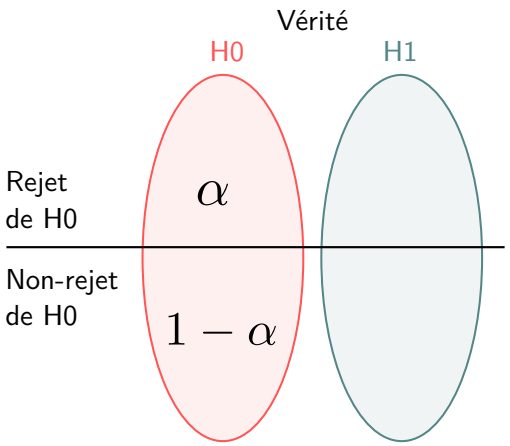


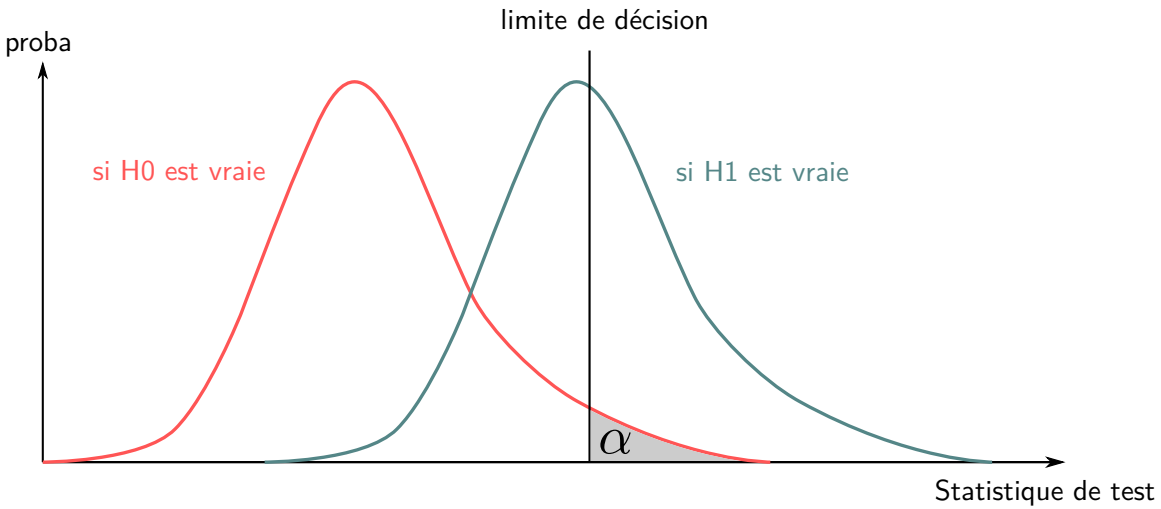
Tests

Asymétrie des risques de première et seconde espèce

Risque α ou "de première espèce" : probabilité de rejet de H0 sachant que H0 est vraie.

Risque β ou "de seconde espèce" : probabilité de ne pas rejeter H0 sachant que H1 est vraie.



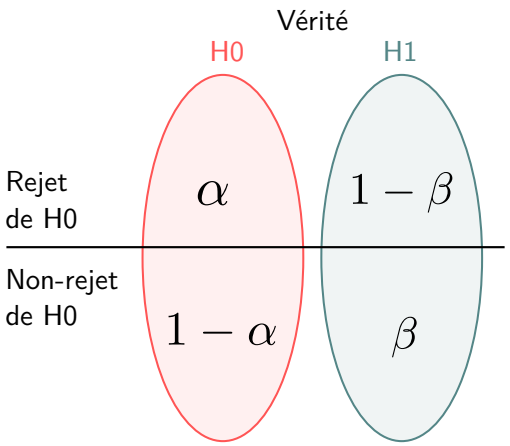


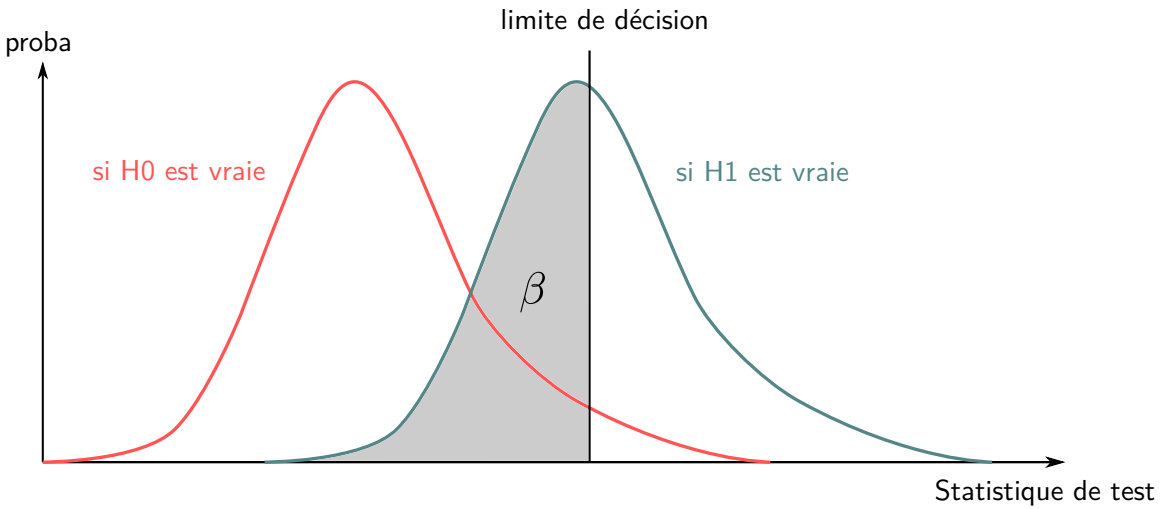
Tests

Asymétrie des risques de première et seconde espèce

Risque α ou "de première espèce" : probabilité de rejet de H0 sachant que H0 est vraie.

Risque β ou "de seconde espèce" : probabilité de ne pas rejeter H0 sachant que H1 est vraie.





Tests

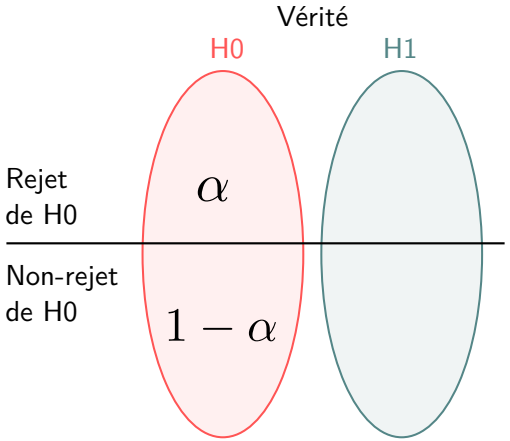
P-value– bonnes interprétations

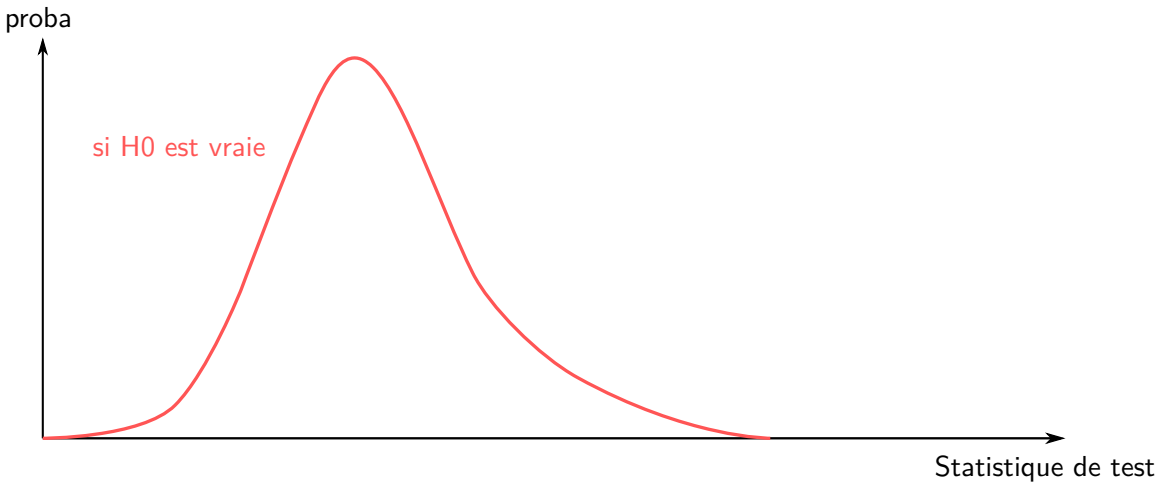
C'est la probabilité sous H0 que la statistique du test soit au moins aussi extrême qu'observée.

C'est aussi la plus petite valeur α autorisant à rejeter H0 sur cet échantillon.

C'est encore une mesure inverse de la "significativité" d'un test.

Utilisation Si $p < \alpha$, on rejette H0. Sinon, on conserve H0.





Tests

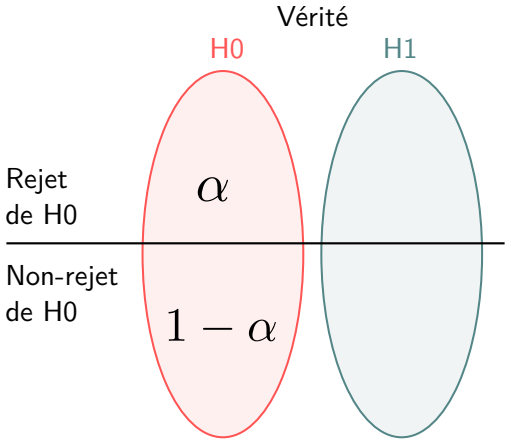
P-value– bonnes interprétations

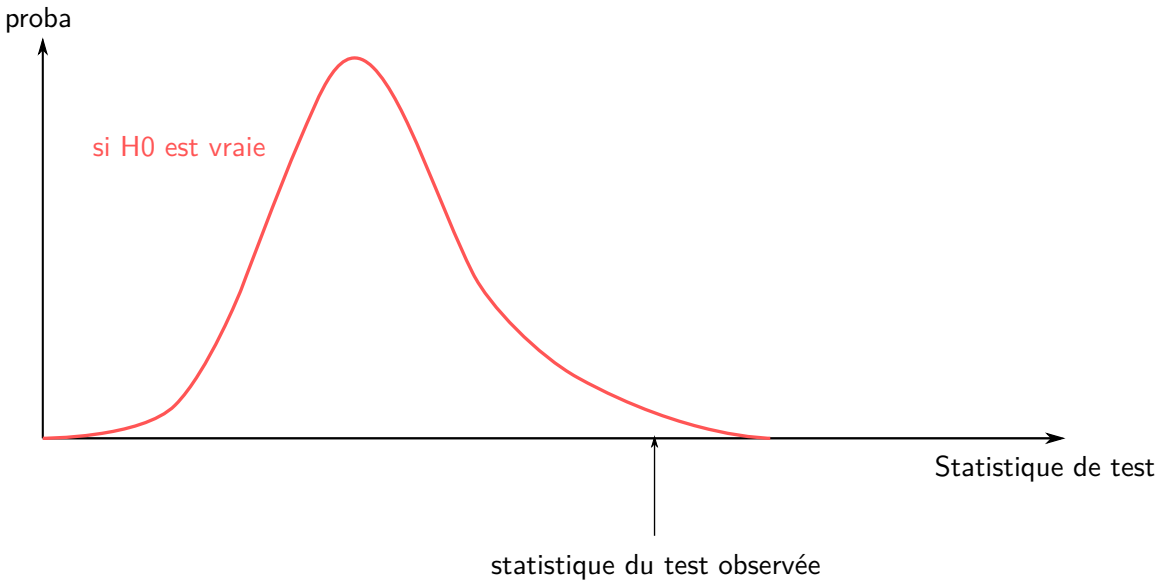
C'est la probabilité sous H0 que la statistique du test soit au moins aussi extrême qu'observée.

C'est aussi la plus petite valeur α autorisant à rejeter H0 sur cet échantillon.

C'est encore une mesure inverse de la "significativité" d'un test.

Utilisation Si $p < \alpha$, on rejette H0. Sinon, on conserve H0.





Tests

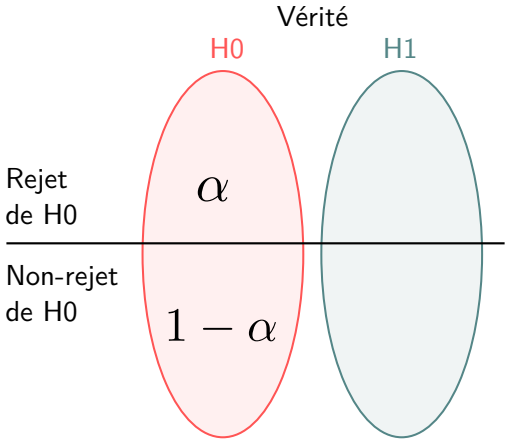
P-value– bonnes interprétations

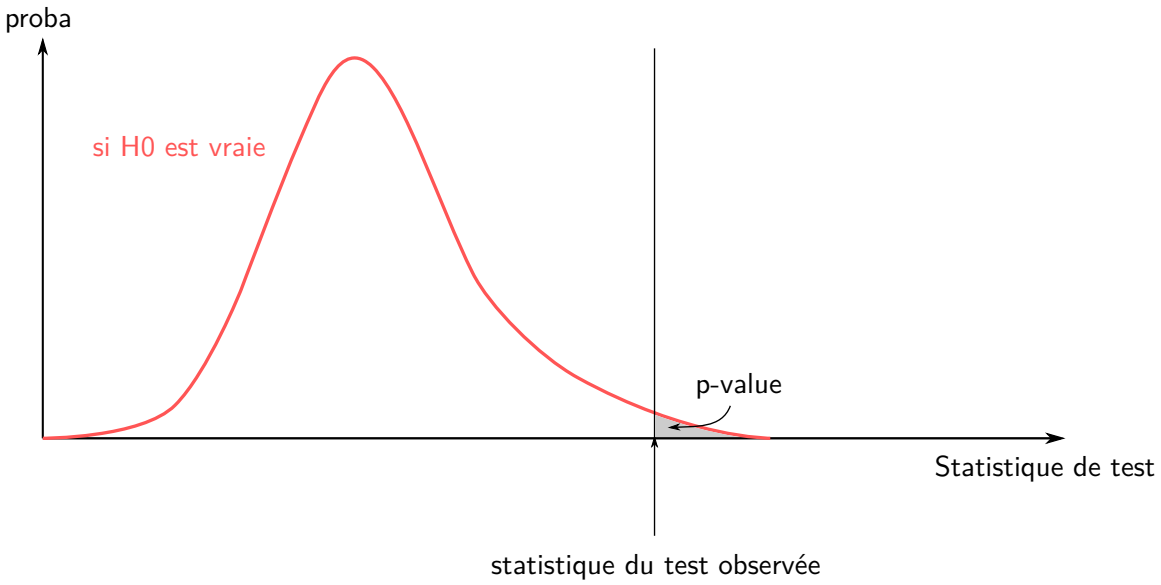
C'est la probabilité sous H0 que la statistique du test soit au moins aussi extrême qu'observée.

C'est aussi la plus petite valeur α autorisant à rejeter H0 sur cet échantillon.

C'est encore une mesure inverse de la "significativité" d'un test.

Utilisation Si $p < \alpha$, on rejette H0. Sinon, on conserve H0.





Tests

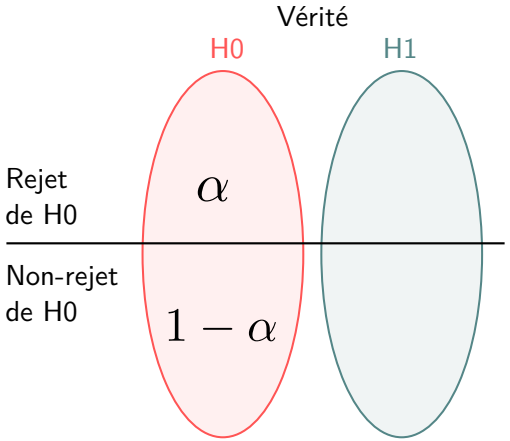
P-value– bonnes interprétations

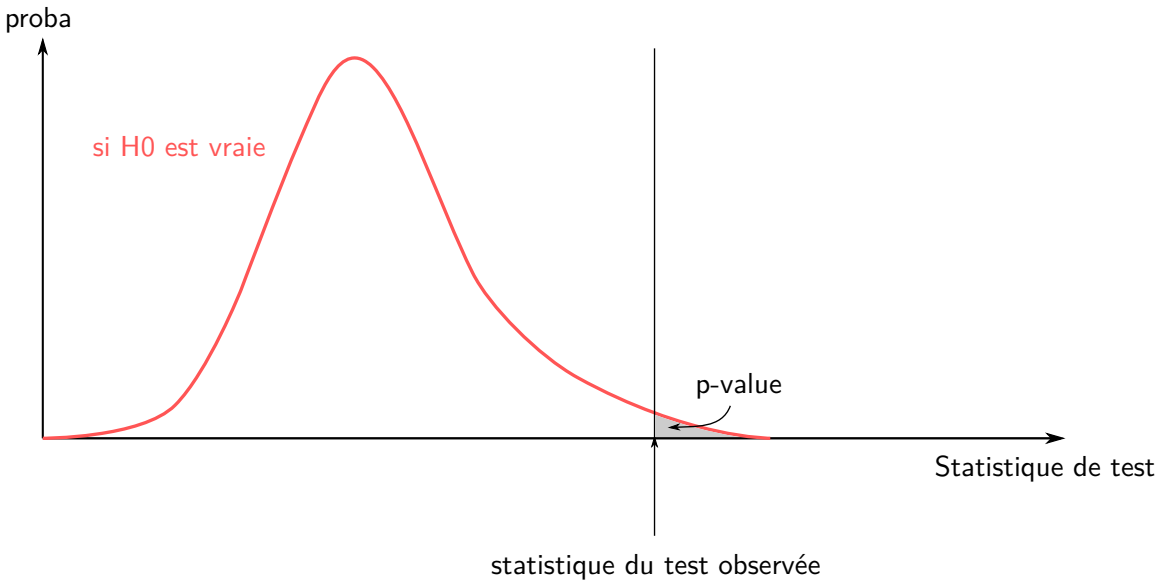
C'est la probabilité sous H0 que la statistique du test soit au moins aussi extrême qu'observée.

C'est aussi la plus petite valeur α autorisant à rejeter H0 sur cet échantillon.

C'est encore une mesure inverse de la "significativité" d'un test.

Utilisation Si $p < \alpha$, on rejette H0. Sinon, on conserve H0.





Tests

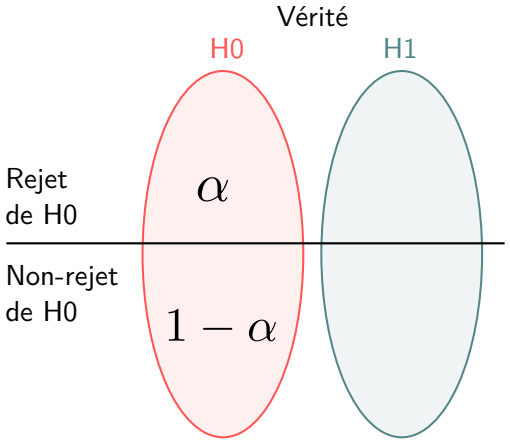
P-value– bonnes interprétations

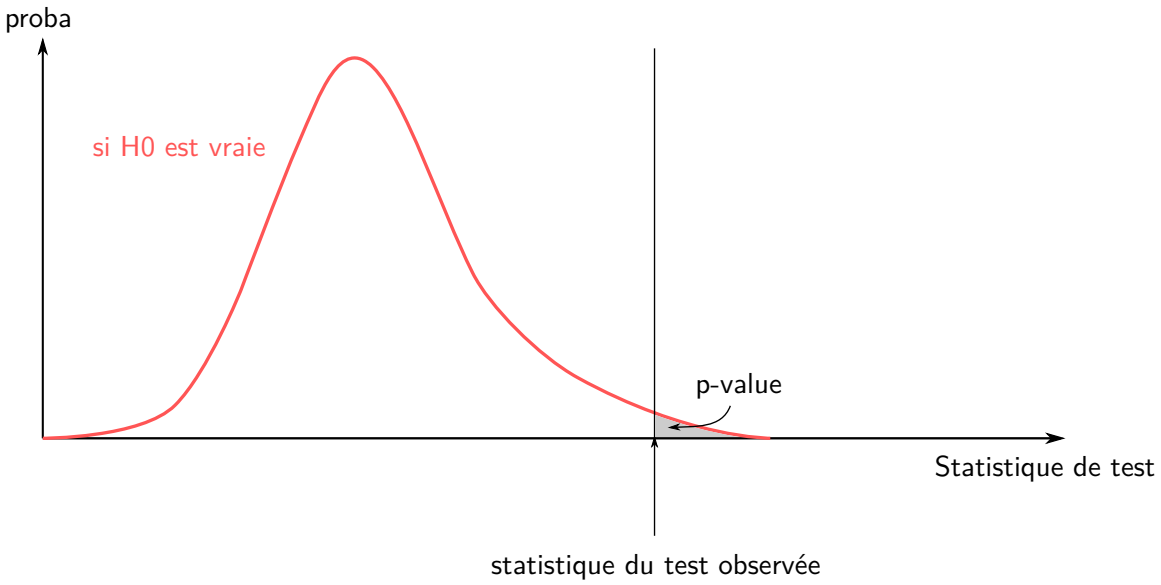
C'est la probabilité sous H0 que la statistique du test soit au moins aussi extrême qu'observée.

C'est aussi la plus petite valeur α autorisant à rejeter H0 sur cet échantillon.

C'est encore une mesure inverse de la "significativité" d'un test.

Utilisation Si $p < \alpha$, on rejette H0. Sinon, on conserve H0.





Tests

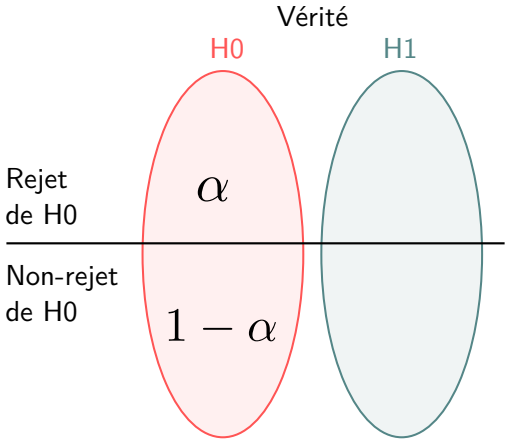
P-value– bonnes interprétations

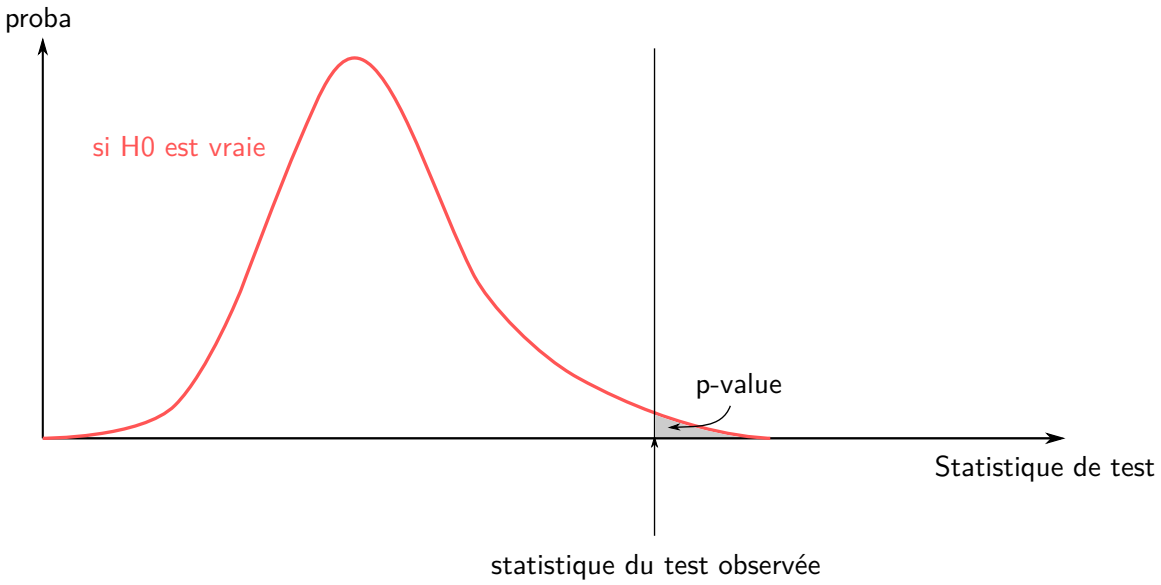
C'est la probabilité sous H0 que la statistique du test soit au moins aussi extrême qu'observée.

C'est aussi la plus petite valeur α autorisant à rejeter H0 sur cet échantillon.

C'est encore une mesure inverse de la "significativité" d'un test.

Utilisation Si $p < \alpha$, on rejette H0. Sinon, on conserve H0.



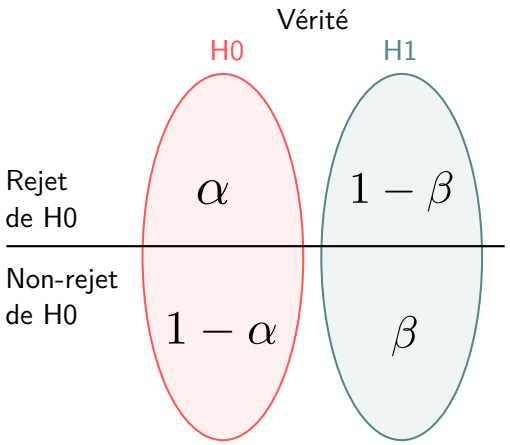


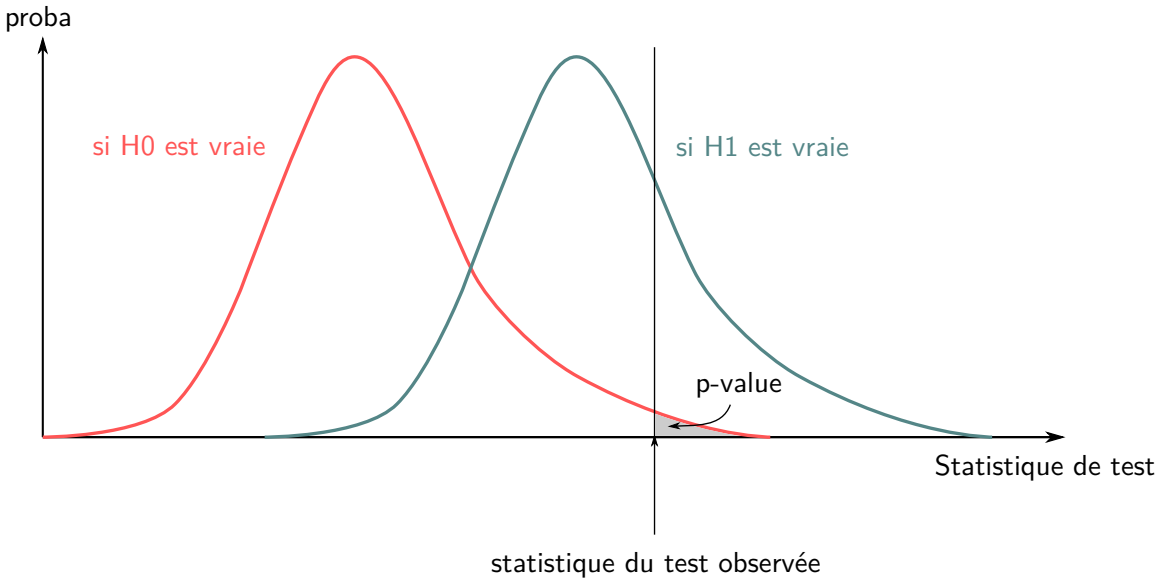
Tests

P-value– mauvaises interprétations

Ca ne dit rien à propos de H1 ou de β.

Ce n'est pas la probabilité que H0 soit vraie.



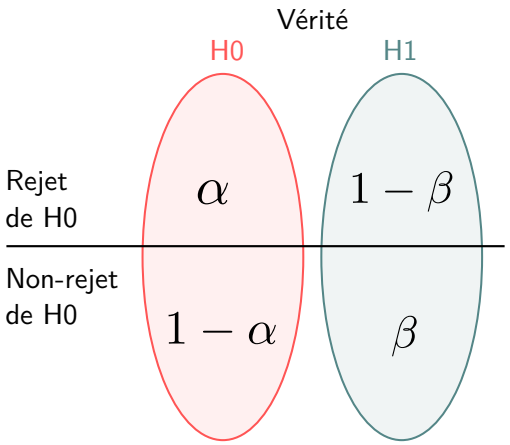


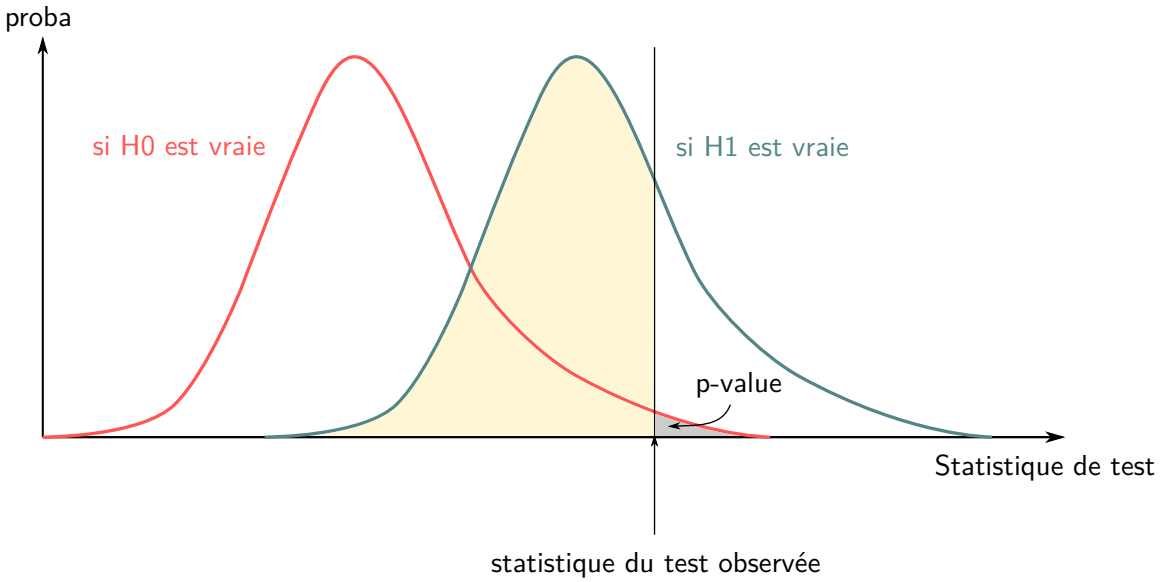
Tests

P-value– mauvaises interprétations

Ca ne dit rien à propos de H1 ou de β.

Ce n'est pas la probabilité que H0 soit vraie.



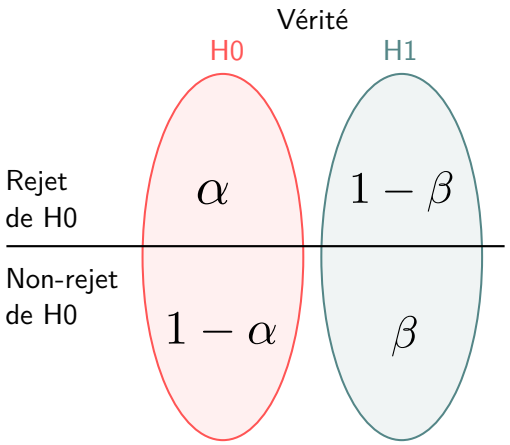


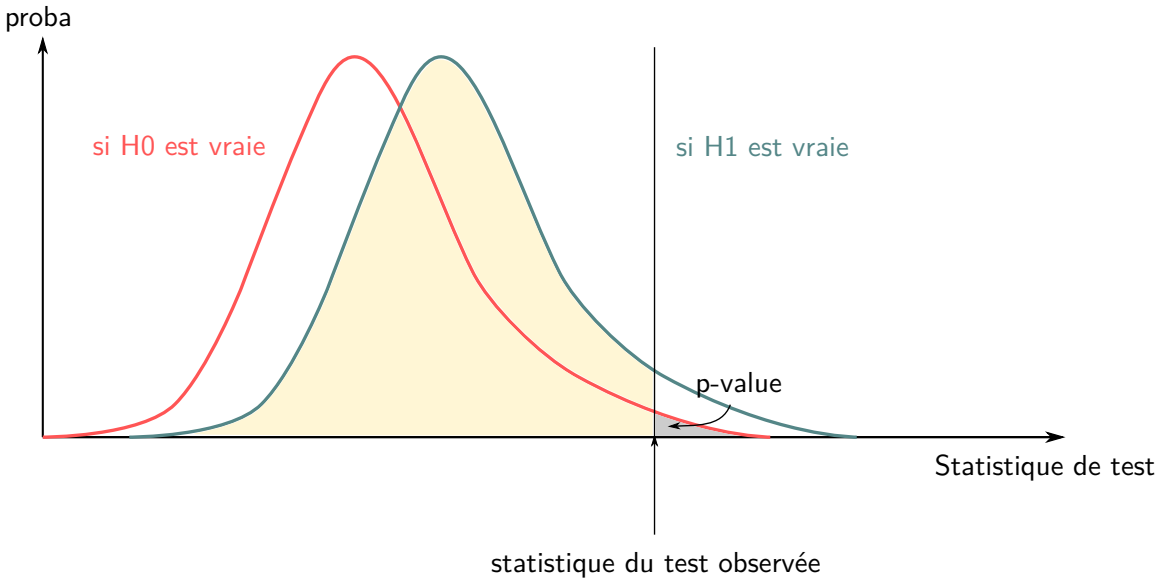
Tests

P-value– mauvaises interprétations

Ca ne dit rien à propos de H1 ou de β.

Ce n'est pas la probabilité que H0 soit vraie.



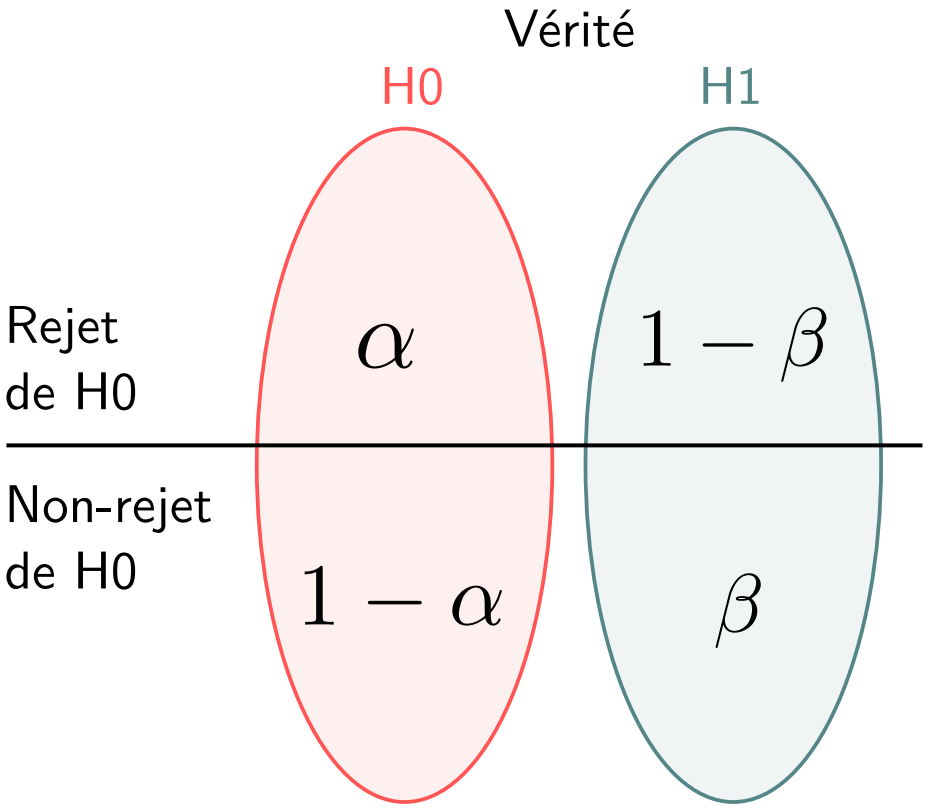


Tests

P-value– mauvaises interprétations

Ca ne dit rien à propos de H1 ou de β.

Ce n'est pas la probabilité que H0 soit vraie.

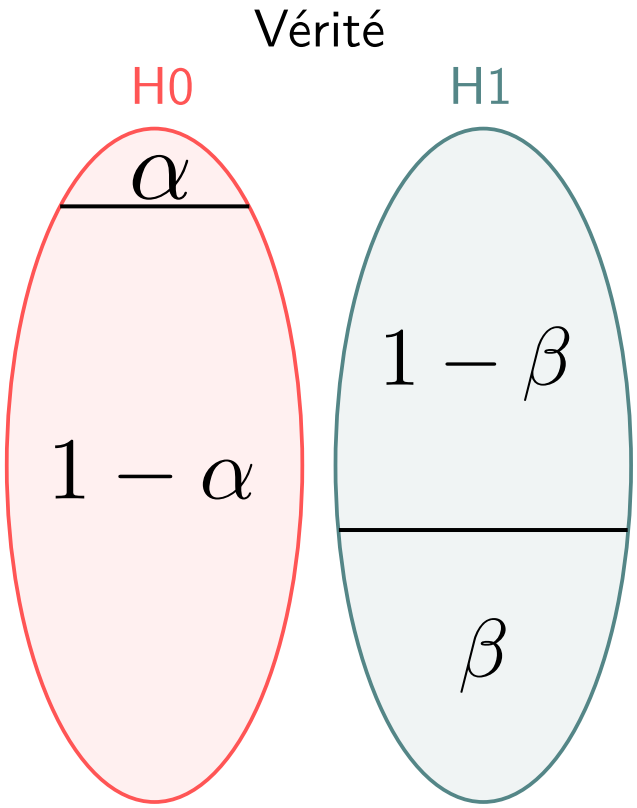


Tests

P-value– mauvaises interprétations

Ca ne dit rien à propos de H1 ou de β.

Ce n'est pas la probabilité que H0 soit vraie.

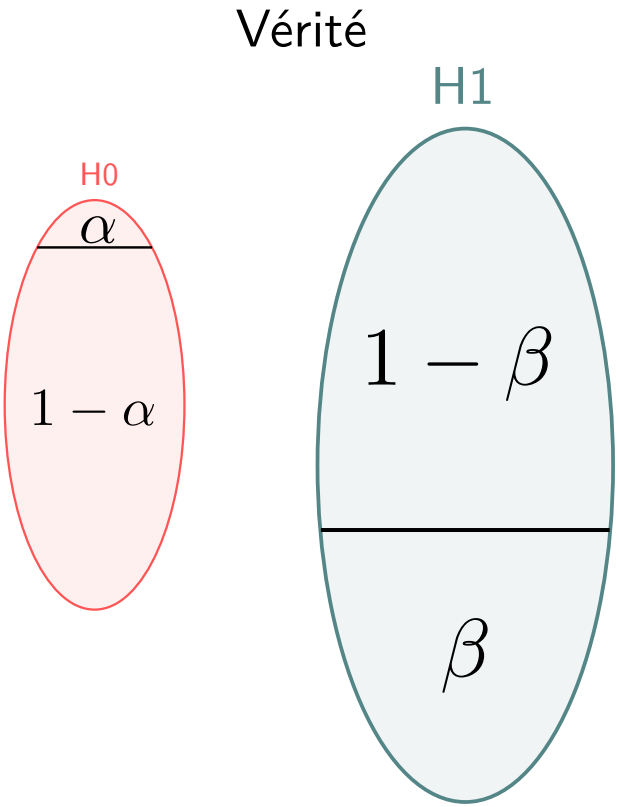


Tests

P-value– mauvaises interprétations

Ca ne dit rien à propos de H1 ou de β.

Ce n'est pas la probabilité que H0 soit vraie.

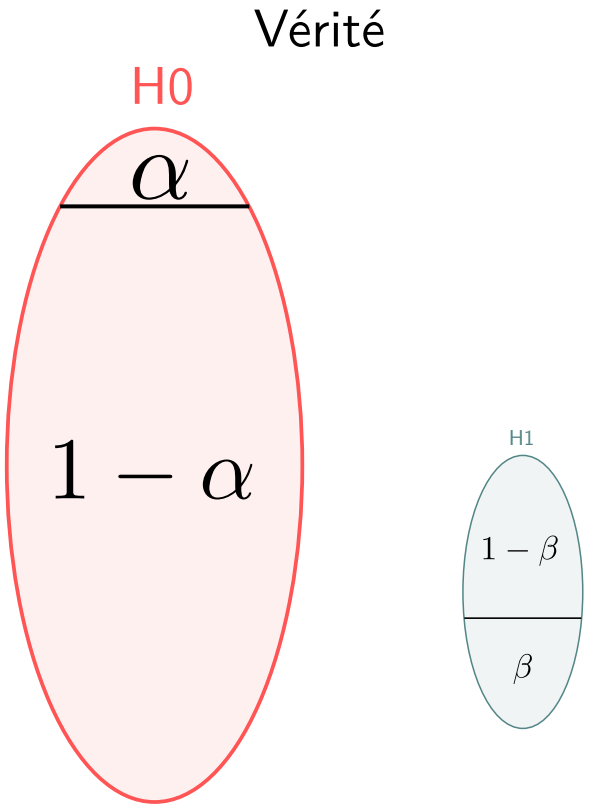


Tests

P-value– mauvaises interprétations

Ca ne dit rien à propos de H1 ou de β.

Ce n'est pas la probabilité que H0 soit vraie.



Tests

Exemple d'un test T

Question Les moyennes de deux groupes sont-elles égales ?

H0 $\mu_1 = \mu_2$.

H1 $\mu_1 \neq \mu_2$.

Statistique du test de Student :

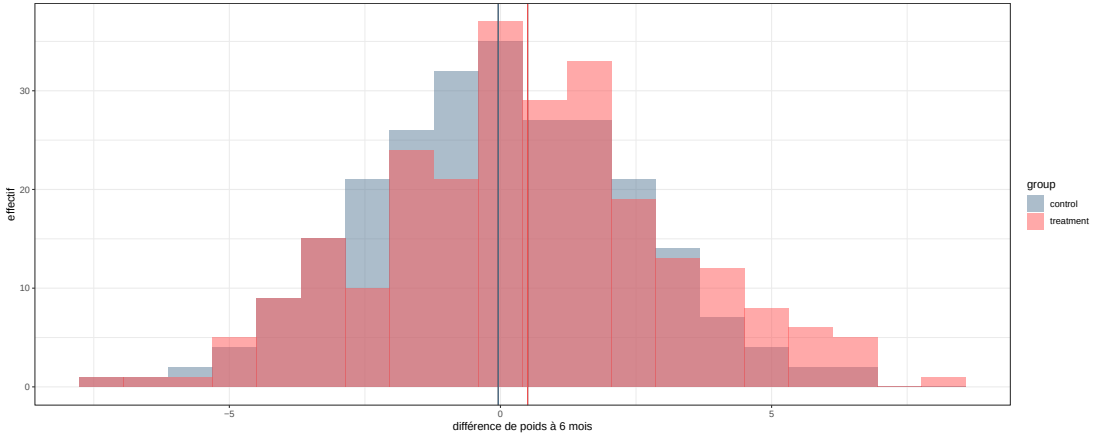
$$T = \sqrt{n}\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2 + S_2^2}}$$

Résultat théorique si les échantillons des groupes 1 et 2 sont de même effectif et même écart-type σ, alors, sous H0, quand $n \to \infty$, $T \sim \mathcal{T}(2n-2)$.

Si n est trop petit il faut que nos échantillons soient issus de lois normales.

Exo 1 la moyenne de perte de poids est-elle différente dans le groupe "control" vs. "treatment" ?

Exo 2 le nombre moyen de chutes est-il différent dans le groupe "control" vs. "treatment" ?



Tests

Exemple d'un test T

Question Les moyennes de deux groupes sont-elles égales ?

H0 $\mu_1 = \mu_2$.

H1 $\mu_1 \neq \mu_2$.

Statistique du test de Student :

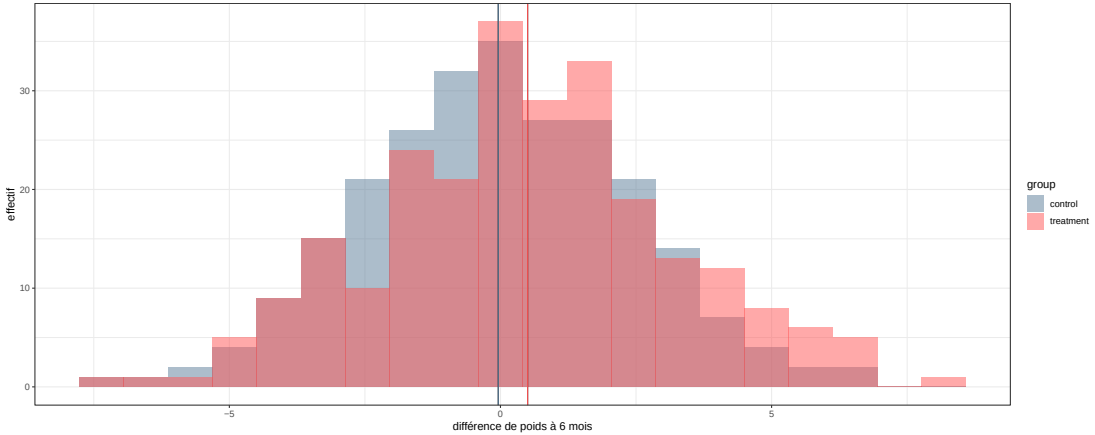
$$T = \sqrt{n}\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2 + S_2^2}}$$

Résultat théorique si les échantillons des groupes 1 et 2 sont de même effectif et même écart-type σ, alors, sous H0, quand $n \to \infty$, $T \sim \mathcal{T}(2n-2)$.

Si n est trop petit il faut que nos échantillons soient issus de lois normales.

Exo 1 la moyenne de perte de poids est-elle différente dans le groupe "control" vs. "treatment" ?

Exo 2 le nombre moyen de chutes est-il différent dans le groupe "control" vs. "treatment" ?



Tests

Exemple d'un test T

Question Les moyennes de deux groupes sont-elles égales ?

H0 $\mu_1 = \mu_2$.

H1 $\mu_1 \neq \mu_2$.

Statistique du test de Student :

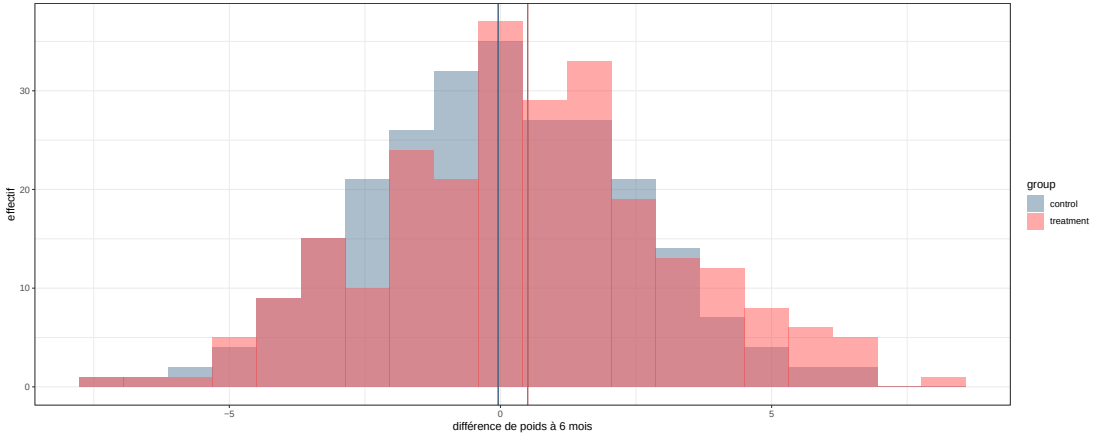
$$T = \sqrt{n}\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2 + S_2^2}}$$

Résultat théorique si les échantillons des groupes 1 et 2 sont de même effectif et même écart-type σ, alors, sous H0, quand $n \to \infty$, $T \sim \mathcal{T}(2n-2)$.

Si n est trop petit il faut que nos échantillons soient issus de lois normales.

Exo 1 la moyenne de perte de poids est-elle différente dans le groupe "control" vs. "treatment" ?

Exo 2 le nombre moyen de chutes est-il différent dans le groupe "control" vs. "treatment" ?



Tests

Exemple d'un test T

Question Les moyennes de deux groupes sont-elles égales ?

H0 $\mu_1 = \mu_2$.

H1 $\mu_1 \neq \mu_2$.

Statistique du test de Student :

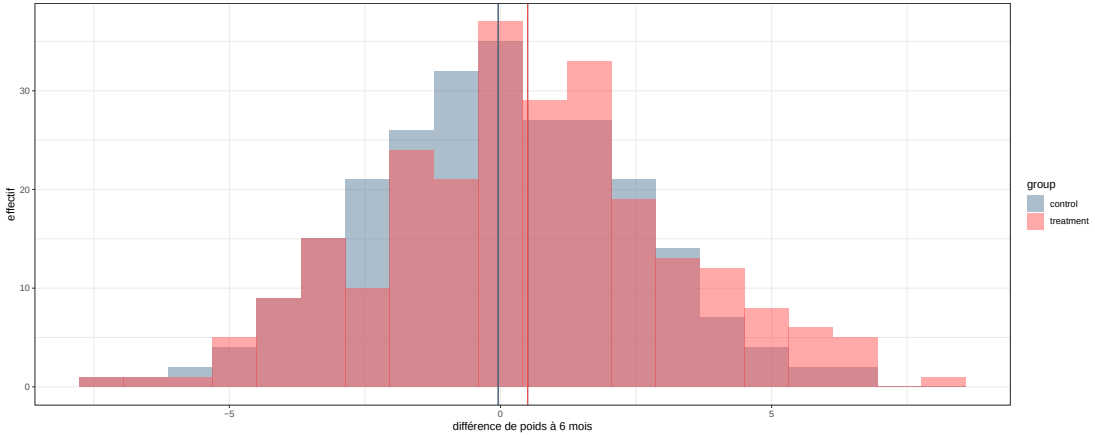
$$T = \sqrt{n}\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2 + S_2^2}}$$

Résultat théorique si les échantillons des groupes 1 et 2 sont de même effectif et même écart-type σ, alors, sous H0, quand $n \to \infty$, $T \sim \mathcal{T}(2n-2)$.

Si n est trop petit il faut que nos échantillons soient issus de lois normales.

Exo 1 la moyenne de perte de poids est-elle différente dans le groupe "control" vs. "treatment" ?

Exo 2 le nombre moyen de chutes est-il différent dans le groupe "control" vs. "treatment" ?



Tests

Exemple d'un test T

Question Les moyennes de deux groupes sont-elles égales ?

H0 $\mu_1 = \mu_2$.

H1 $\mu_1 \neq \mu_2$.

Statistique du test de Student :

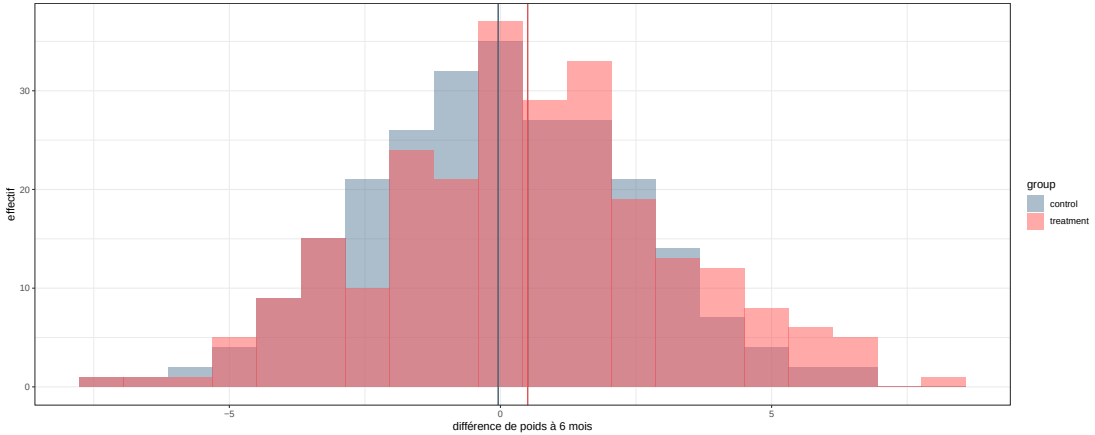
$$T = \sqrt{n}\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2 + S_2^2}}$$

Résultat théorique si les échantillons des groupes 1 et 2 sont de même effectif et même écart-type σ, alors, sous H0, quand $n \to \infty$, $T \sim \mathcal{T}(2n-2)$.

Si n est trop petit il faut que nos échantillons soient issus de lois normales.

Exo 1 la moyenne de perte de poids est-elle différente dans le groupe "control" vs. "treatment" ?

Exo 2 le nombre moyen de chutes est-il différent dans le groupe "control" vs. "treatment" ?



Tests

Exemple d'un test T

Question Les moyennes de deux groupes sont-elles égales ?

H0 $\mu_1 = \mu_2$.

H1 $\mu_1 \neq \mu_2$.

Statistique du test de Student :

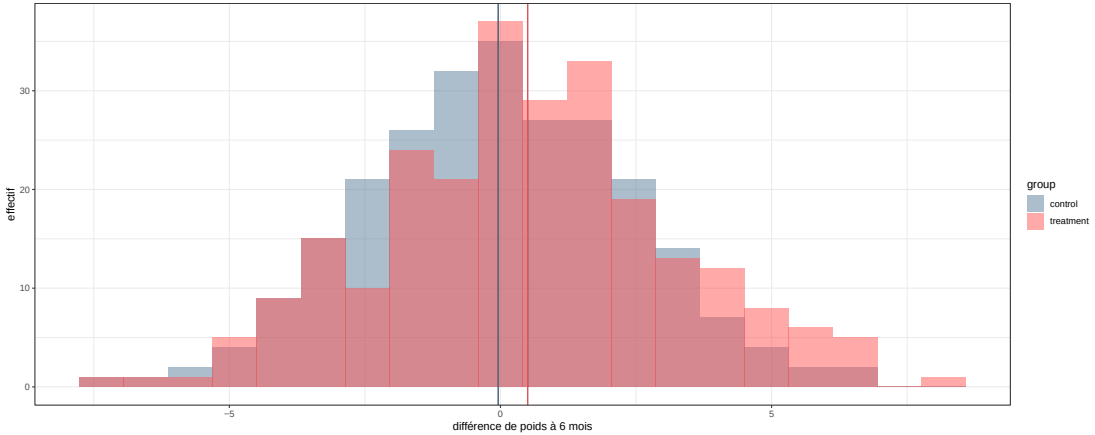
$$T = \sqrt{n}\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2 + S_2^2}}$$

Résultat théorique si les échantillons des groupes 1 et 2 sont de même effectif et même écart-type σ, alors, sous H0, quand $n \to \infty$, $T \sim \mathcal{T}(2n-2)$.

Si n est trop petit il faut que nos échantillons soient issus de lois normales.

Exo 1 la moyenne de perte de poids est-elle différente dans le groupe "control" vs. "treatment" ?

Exo 2 le nombre moyen de chutes est-il différent dans le groupe "control" vs. "treatment" ?



Tests

Exemple d'un test T

Question Les moyennes de deux groupes sont-elles égales ?

H0 $\mu_1 = \mu_2$.

H1 $\mu_1 \neq \mu_2$.

Statistique du test de Student :

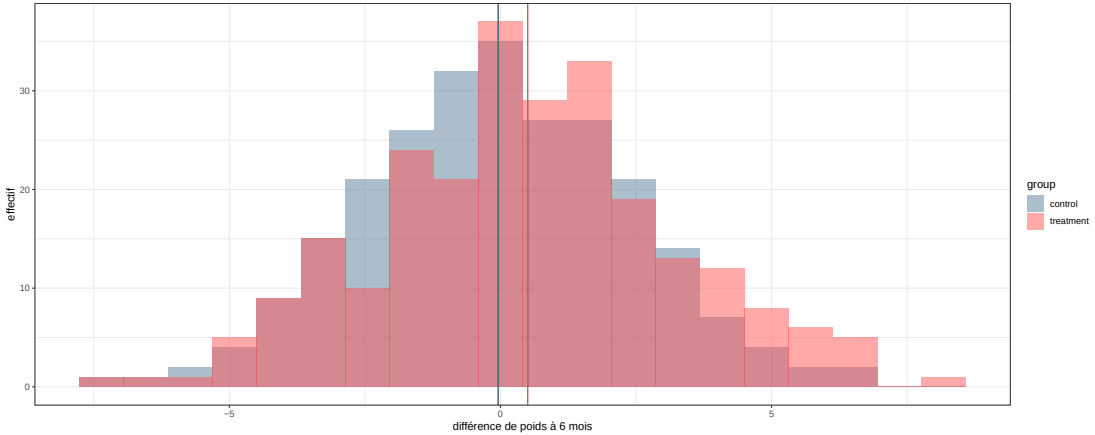
$$T = \sqrt{n}\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2 + S_2^2}}$$

Résultat théorique si les échantillons des groupes 1 et 2 sont de même effectif et même écart-type σ, alors, sous H0, quand $n \to \infty$, $T \sim \mathcal{T}(2n-2)$.

Si n est trop petit il faut que nos échantillons soient issus de lois normales.

Exo 1 la moyenne de perte de poids est-elle différente dans le groupe "control" vs. "treatment" ?

Exo 2 le nombre moyen de chutes est-il différent dans le groupe "control" vs. "treatment" ?



Tests

Exemple d'un test T

Question Les moyennes de deux groupes sont-elles égales ?

H0 $\mu_1 = \mu_2$.

H1 $\mu_1 \neq \mu_2$.

Statistique du test de Student :

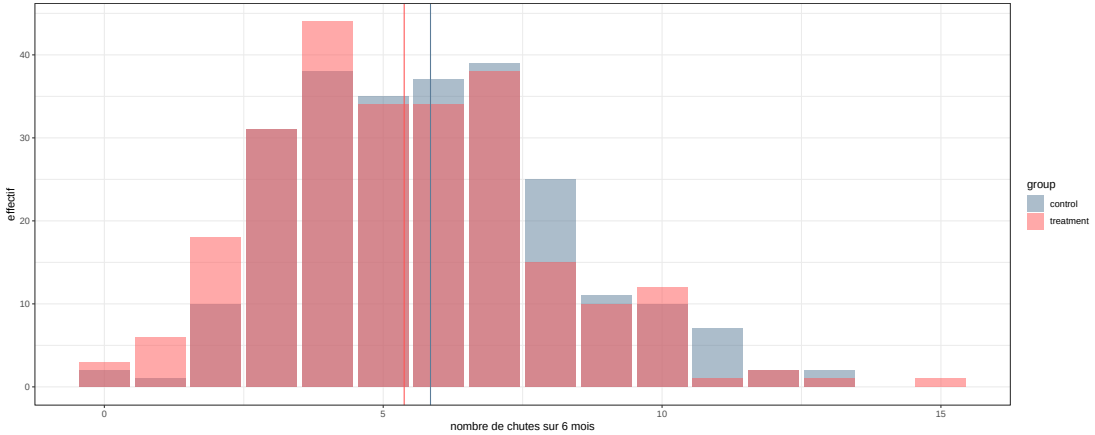
$$T = \sqrt{n}\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2 + S_2^2}}$$

Résultat théorique si les échantillons des groupes 1 et 2 sont de même effectif et même écart-type σ, alors, sous H0, quand $n \to \infty$, $T \sim \mathcal{T}(2n-2)$.

Si n est trop petit il faut que nos échantillons soient issus de lois normales.

Exo 1 la moyenne de perte de poids est-elle différente dans le groupe "control" vs. "treatment" ?

Exo 2 le nombre moyen de chutes est-il différent dans le groupe "control" vs. "treatment" ?



Tests

Tests multiples

Au moins un test rejette H0, est le complémentaire de "tous les tests conservent H0".

Avec beaucoup d'événements rares on obtient une grande probabilité d'en observer au moins un.

Inflation du risque α_g global si on réalise n tests indépendants de risque α, alors la probabilité de rejeter au moins une hypothèse nulle sachant qu'elles sont toutes vraies est $\alpha_g = 1 - (1 - \alpha)^n$

Corrections possibles en diminuant α lorsque n augmente ou en utilisant un design hiérarchique.

Exo Que faire de nos conclusions précédentes ?

Tests

Tests multiples

Au moins un test rejette H0, est le complémentaire de "tous les tests conservent H0".

Avec beaucoup d'événements rares on obtient une grande probabilité d'en observer au moins un.

Inflation du risque α_g global si on réalise n tests indépendants de risque α, alors la probabilité de rejeter au moins une hypothèse nulle sachant qu'elles sont toutes vraies est $\alpha_g = 1 - (1 - \alpha)^n$

Corrections possibles en diminuant α lorsque n augmente ou en utilisant un design hiérarchique.

Exo Que faire de nos conclusions précédentes ?

Tests

Tests multiples

Au moins un test rejette H0, est le complémentaire de "tous les tests conservent H0".

Avec beaucoup d'événements rares on obtient une grande probabilité d'en observer au moins un.

Inflation du risque α_g global si on réalise n tests indépendants de risque α, alors la probabilité de rejeter au moins une hypothèse nulle sachant qu'elles sont toutes vraies est $\alpha_g = 1 - (1 - \alpha)^n$

Corrections possibles en diminuant α lorsque n augmente ou en utilisant un design hiérarchique.

Exo Que faire de nos conclusions précédentes ?

Tests

Tests multiples

Au moins un test rejette H0, est le complémentaire de "tous les tests conservent H0".

Avec beaucoup d'événements rares on obtient une grande probabilité d'en observer au moins un.

Inflation du risque α_g global si on réalise n tests indépendants de risque α, alors la probabilité de rejeter au moins une hypothèse nulle sachant qu'elles sont toutes vraies est $\alpha_g = 1 - (1 - \alpha)^n$

Corrections possibles en diminuant α lorsque n augmente ou en utilisant un design hiérarchique.

Exo Que faire de nos conclusions précédentes ?

Tests

Tests multiples

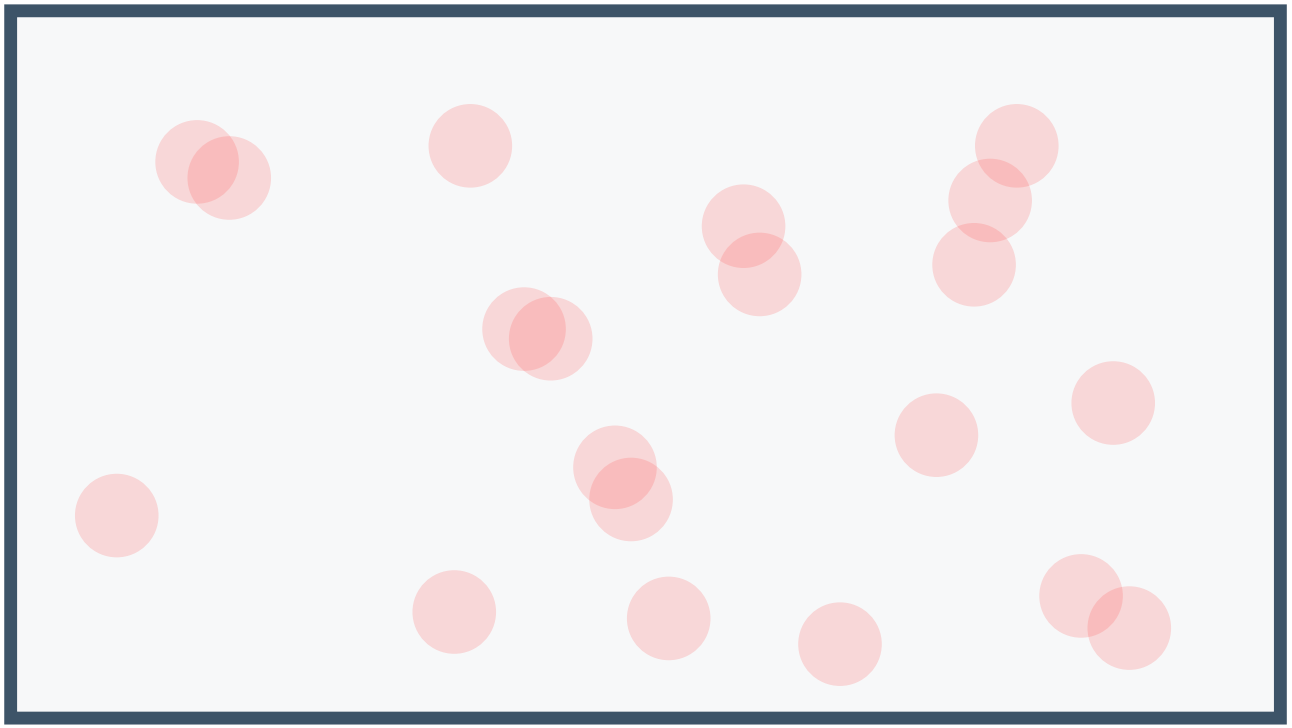
Au moins un test rejette H0, est le complémentaire de "tous les tests conservent H0".

Avec beaucoup d'événements rares on obtient une grande probabilité d'en observer au moins un.

Inflation du risque α_g global si on réalise n tests indépendants de risque α, alors la probabilité de rejeter au moins une hypothèse nulle sachant qu'elles sont toutes vraies est $\alpha_g = 1 - (1 - \alpha)^n$

Corrections possibles en diminuant α lorsque n augmente ou en utilisant un design hiérarchique.

Exo Que faire de nos conclusions précédentes ?



Tests

Tests multiples

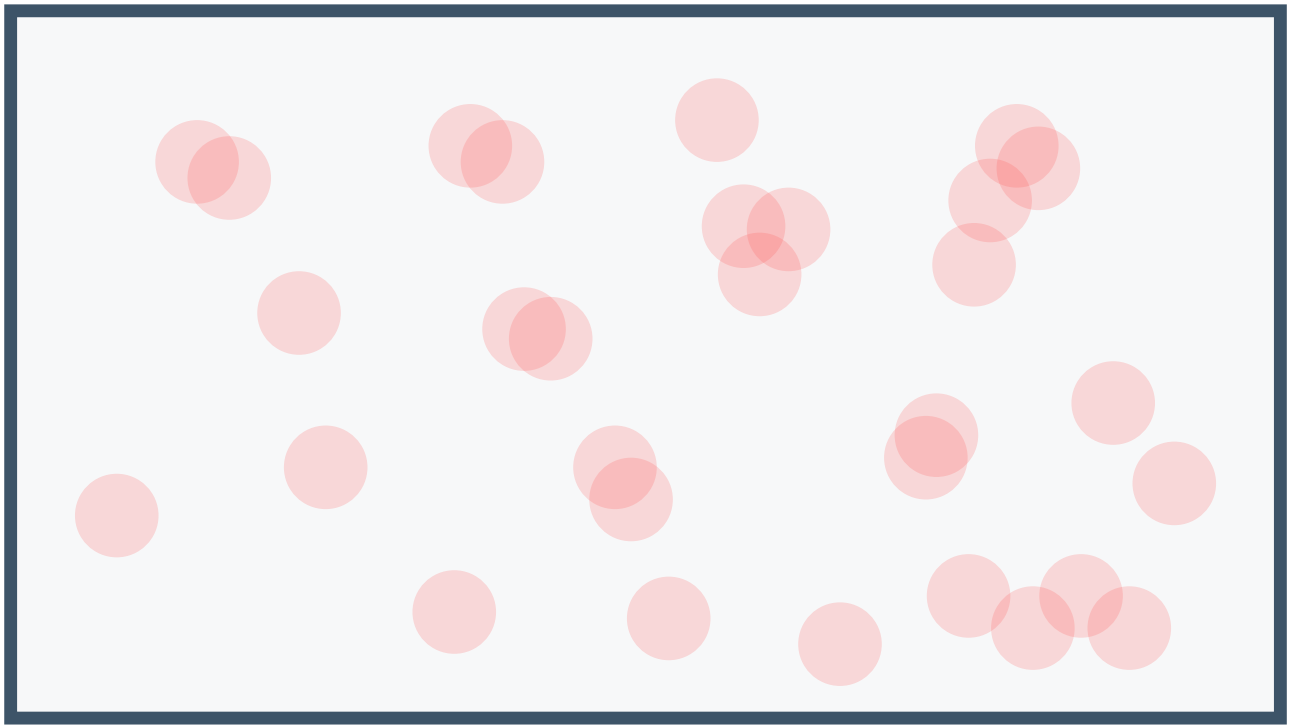
Au moins un test rejette H0, est le complémentaire de "tous les tests conservent H0".

Avec beaucoup d'événements rares on obtient une grande probabilité d'en observer au moins un.

Inflation du risque α_g global si on réalise n tests indépendants de risque α, alors la probabilité de rejeter au moins une hypothèse nulle sachant qu'elles sont toutes vraies est $\alpha_g = 1 - (1 - \alpha)^n$

Corrections possibles en diminuant α lorsque n augmente ou en utilisant un design hiérarchique.

Exo Que faire de nos conclusions précédentes ?



Tests

Tests multiples

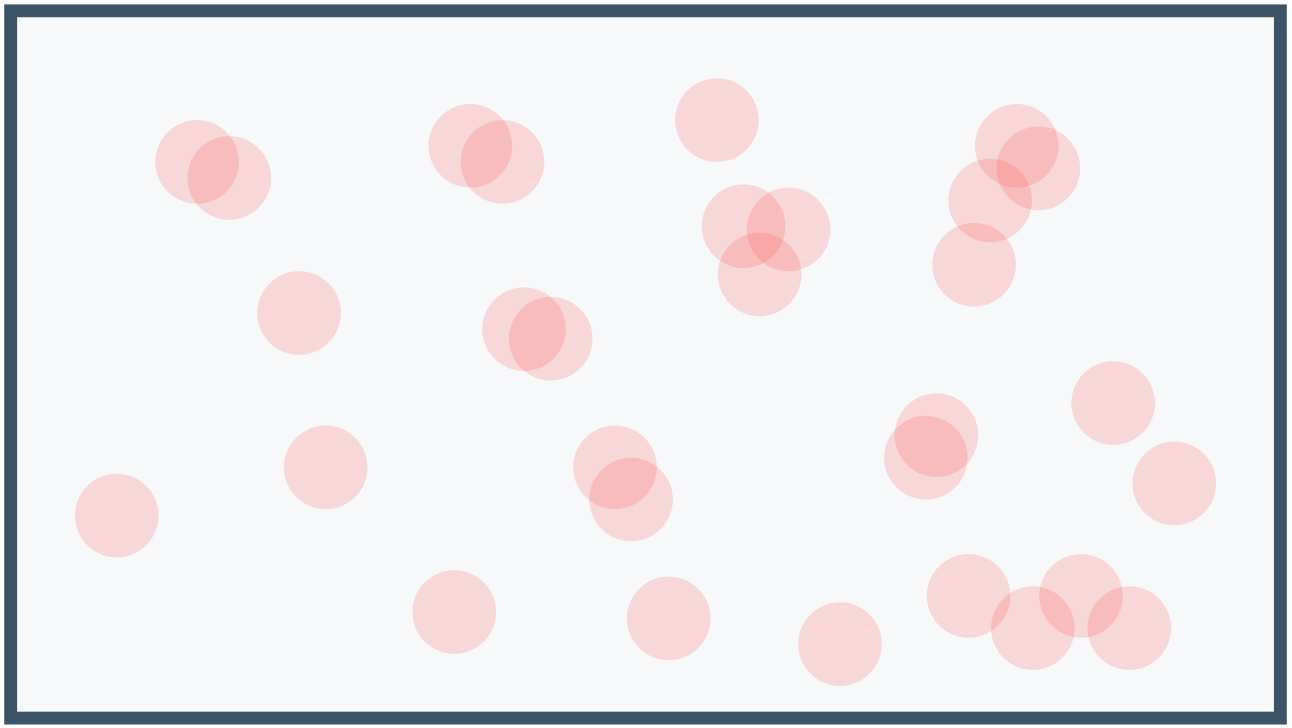
Au moins un test rejette H0, est le complémentaire de "tous les tests conservent H0".

Avec beaucoup d'événements rares on obtient une grande probabilité d'en observer au moins un.

Inflation du risque α_g global si on réalise n tests indépendants de risque α, alors la probabilité de rejeter au moins une hypothèse nulle sachant qu'elles sont toutes vraies est $\alpha_g = 1 - (1 - \alpha)^n$

Corrections possibles en diminuant α lorsque n augmente ou en utilisant un design hiérarchique.

Exo Que faire de nos conclusions précédentes ?



Tests

Tests multiples

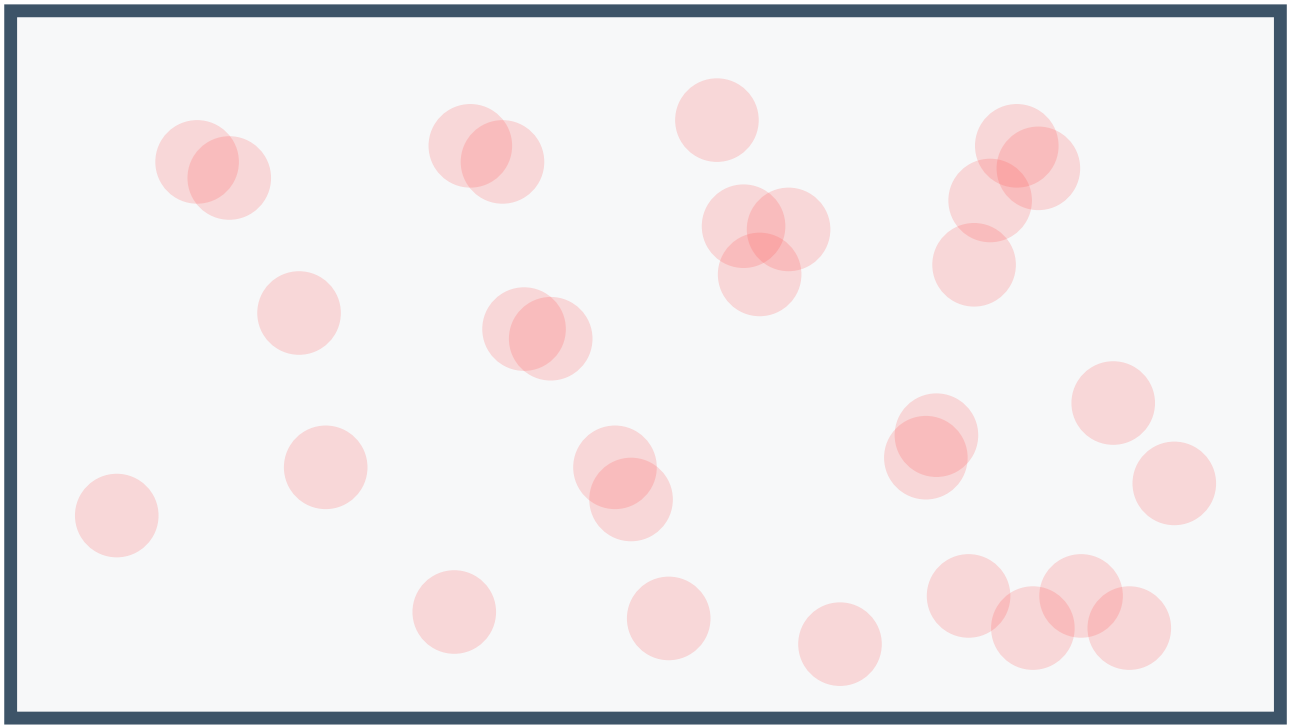
Au moins un test rejette H0, est le complémentaire de "tous les tests conservent H0".

Avec beaucoup d'événements rares on obtient une grande probabilité d'en observer au moins un.

Inflation du risque α_g global si on réalise n tests indépendants de risque α, alors la probabilité de rejeter au moins une hypothèse nulle sachant qu'elles sont toutes vraies est $\alpha_g = 1 - (1 - \alpha)^n$

Corrections possibles en diminuant α lorsque n augmente ou en utilisant un design hiérarchique.

Exo Que faire de nos conclusions précédentes ?



Tests

Tests multiples

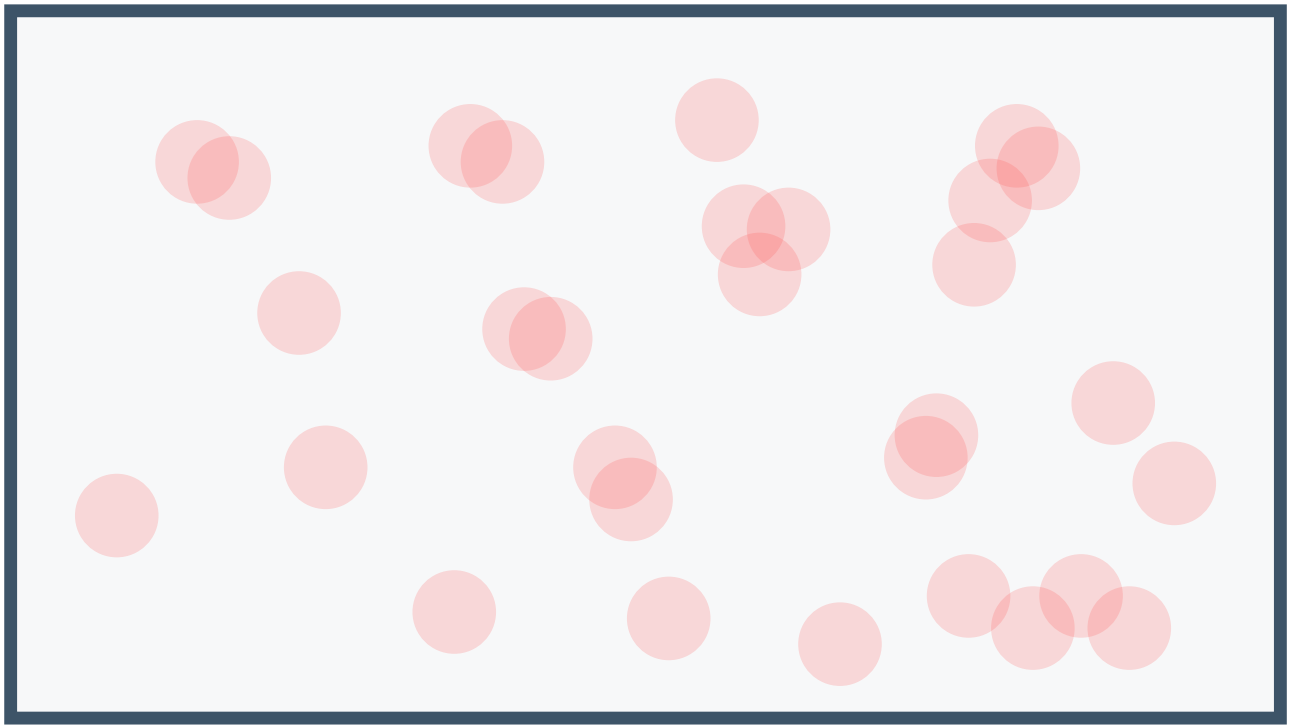
Au moins un test rejette H0, est le complémentaire de "tous les tests conservent H0".

Avec beaucoup d'événements rares on obtient une grande probabilité d'en observer au moins un.

Inflation du risque α_g global si on réalise n tests indépendants de risque α, alors la probabilité de rejeter au moins une hypothèse nulle sachant qu'elles sont toutes vraies est $\alpha_g = 1 - (1 - \alpha)^n$

Corrections possibles en diminuant α lorsque n augmente ou en utilisant un design hiérarchique.

Exo Que faire de nos conclusions précédentes ?



Conclusion

Le recap'

Aujourd'hui :

Moyenne et médiane donnent une idée de tendance centrale.

Variance et autres quantiles donnent une idée de dispersion.

Théorème central limite une somme de variables aléatoires iid tend vers une Gaussienne.

Intervalle de confiance d'un certain niveau, pour encadrer un paramètre.

Risque de 1ère espèce α probabilité de rejeter H0 sous H0.

Risque de 2nde espèce β probabilité de conserver H0 sous H1.

Puissance $1 - \beta$ probabilité, sous H1, de rejeter H0.

p-value plus petit risque α qui autorise à rejeter H0.

Inflation du risque α probabilité forte de rejeter au moins l'une des nombreuses hypothèses nulles testées.

Plus tard :

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Conclusion

Le recap'

Aujourd'hui :

Moyenne et médiane donnent une idée de tendance centrale.

Variance et autres quantiles donnent une idée de dispersion.

Théorème central limite une somme de variables aléatoires iid tend vers une Gaussienne.

Intervalle de confiance d'un certain niveau, pour encadrer un paramètre.

Risque de 1ère espèce α probabilité de rejeter H0 sous H0.

Risque de 2nde espèce β probabilité de conserver H0 sous H1.

Puissance $1 - \beta$ probabilité, sous H1, de rejeter H0.

p-value plus petit risque α qui autorise à rejeter H0.

Inflation du risque α probabilité forte de rejeter au moins l'une des nombreuses hypothèses nulles testées.

Plus tard :

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Conclusion

Le recap'

Aujourd'hui :

Moyenne et médiane donnent une idée de tendance centrale.

Variance et autres quantiles donnent une idée de dispersion.

Théorème central limite une somme de variables aléatoires iid tend vers une Gaussienne.

Intervalle de confiance d'un certain niveau, pour encadrer un paramètre.

Risque de 1ère espèce α probabilité de rejeter H0 sous H0.

Risque de 2nde espèce β probabilité de conserver H0 sous H1.

Puissance $1 - \beta$ probabilité, sous H1, de rejeter H0.

p-value plus petit risque α qui autorise à rejeter H0.

Inflation du risque α probabilité forte de rejeter au moins l'une des nombreuses hypothèses nulles testées.

Plus tard :

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Conclusion

Le recap'

Aujourd'hui :

Moyenne et médiane donnent une idée de tendance centrale.

Variance et autres quantiles donnent une idée de dispersion.

Théorème central limite une somme de variables aléatoires iid tend vers une Gaussienne.

Intervalle de confiance d'un certain niveau, pour encadrer un paramètre.

Risque de 1ère espèce α probabilité de rejeter H0 sous H0.

Risque de 2nde espèce β probabilité de conserver H0 sous H1.

Puissance $1 - \beta$ probabilité, sous H1, de rejeter H0.

p-value plus petit risque α qui autorise à rejeter H0.

Inflation du risque α probabilité forte de rejeter au moins l'une des nombreuses hypothèses nulles testées.

Plus tard :

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Conclusion

Le recap'

Aujourd'hui :

Moyenne et médiane donnent une idée de tendance centrale.

Variance et autres quantiles donnent une idée de dispersion.

Théorème central limite une somme de variables aléatoires iid tend vers une Gaussienne.

Intervalle de confiance d'un certain niveau, pour encadrer un paramètre.

Risque de 1ère espèce α probabilité de rejeter H0 sous H0.

Risque de 2nde espèce β probabilité de conserver H0 sous H1.

Puissance $1 - \beta$ probabilité, sous H1, de rejeter H0.

p-value plus petit risque α qui autorise à rejeter H0.

Inflation du risque α probabilité forte de rejeter au moins l'une des nombreuses hypothèses nulles testées.

Plus tard :

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Conclusion

Le recap'

Aujourd'hui :

Moyenne et médiane donnent une idée de tendance centrale.

Variance et autres quantiles donnent une idée de dispersion.

Théorème central limite une somme de variables aléatoires iid tend vers une Gaussienne.

Intervalle de confiance d'un certain niveau, pour encadrer un paramètre.

Risque de 1ère espèce α probabilité de rejeter H0 sous H0.

Risque de 2nde espèce β probabilité de conserver H0 sous H1.

Puissance $1 - \beta$ probabilité, sous H1, de rejeter H0.

p-value plus petit risque α qui autorise à rejeter H0.

Inflation du risque α probabilité forte de rejeter au moins l'une des nombreuses hypothèses nulles testées.

Plus tard :

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Conclusion

Le recap'

Aujourd'hui :

Moyenne et médiane donnent une idée de tendance centrale.

Variance et autres quantiles donnent une idée de dispersion.

Théorème central limite une somme de variables aléatoires iid tend vers une Gaussienne.

Intervalle de confiance d'un certain niveau, pour encadrer un paramètre.

Risque de 1ère espèce α probabilité de rejeter H0 sous H0.

Risque de 2nde espèce β probabilité de conserver H0 sous H1.

Puissance $1 - \beta$ probabilité, sous H1, de rejeter H0.

p-value plus petit risque α qui autorise à rejeter H0.

Inflation du risque α probabilité forte de rejeter au moins l'une des nombreuses hypothèses nulles testées.

Plus tard :

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Conclusion

Le recap'

Aujourd'hui :

Moyenne et médiane donnent une idée de tendance centrale.

Variance et autres quantiles donnent une idée de dispersion.

Théorème central limite une somme de variables aléatoires iid tend vers une Gaussienne.

Intervalle de confiance d'un certain niveau, pour encadrer un paramètre.

Risque de 1ère espèce α probabilité de rejeter H0 sous H0.

Risque de 2nde espèce β probabilité de conserver H0 sous H1.

Puissance $1 - \beta$ probabilité, sous H1, de rejeter H0.

p-value plus petit risque α qui autorise à rejeter H0.

Inflation du risque α probabilité forte de rejeter au moins l'une des nombreuses hypothèses nulles testées.

Plus tard :

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Conclusion

Le recap'

Aujourd'hui :

Moyenne et médiane donnent une idée de tendance centrale.

Variance et autres quantiles donnent une idée de dispersion.

Théorème central limite une somme de variables aléatoires iid tend vers une Gaussienne.

Intervalle de confiance d'un certain niveau, pour encadrer un paramètre.

Risque de 1ère espèce α probabilité de rejeter H0 sous H0.

Risque de 2nde espèce β probabilité de conserver H0 sous H1.

Puissance $1 - \beta$ probabilité, sous H1, de rejeter H0.

p-value plus petit risque α qui autorise à rejeter H0.

Inflation du risque α probabilité forte de rejeter au moins l'une des nombreuses hypothèses nulles testées.

Plus tard :

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Conclusion

Le recap'

Aujourd'hui :

Moyenne et médiane donnent une idée de tendance centrale.

Variance et autres quantiles donnent une idée de dispersion.

Théorème central limite une somme de variables aléatoires iid tend vers une Gaussienne.

Intervalle de confiance d'un certain niveau, pour encadrer un paramètre.

Risque de 1ère espèce α probabilité de rejeter H0 sous H0.

Risque de 2nde espèce β probabilité de conserver H0 sous H1.

Puissance $1 - \beta$ probabilité, sous H1, de rejeter H0.

p-value plus petit risque α qui autorise à rejeter H0.

Inflation du risque α probabilité forte de rejeter au moins l'une des nombreuses hypothèses nulles testées.

Plus tard :

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.

Conclusion

Le recap'

Aujourd'hui :

Moyenne et médiane donnent une idée de tendance centrale.

Variance et autres quantiles donnent une idée de dispersion.

Théorème central limite une somme de variables aléatoires iid tend vers une Gaussienne.

Intervalle de confiance d'un certain niveau, pour encadrer un paramètre.

Risque de 1ère espèce α probabilité de rejeter H0 sous H0.

Risque de 2nde espèce β probabilité de conserver H0 sous H1.

Puissance $1 - \beta$ probabilité, sous H1, de rejeter H0.

p-value plus petit risque α qui autorise à rejeter H0.

Inflation du risque α probabilité forte de rejeter au moins l'une des nombreuses hypothèses nulles testées.

Plus tard :

Session 2 Bestiaire de tests statistiques courants.
Tests non-paramétriques, modèle linéaire, tests paramétriques classiques associés et régression linéaire.

Session 3 Prédiction et classification.
Régression logistique, sensibilité, spécificité, courbe ROC, validation croisée.
Modèle linéaire généralisé. Modèle à effets mixtes.