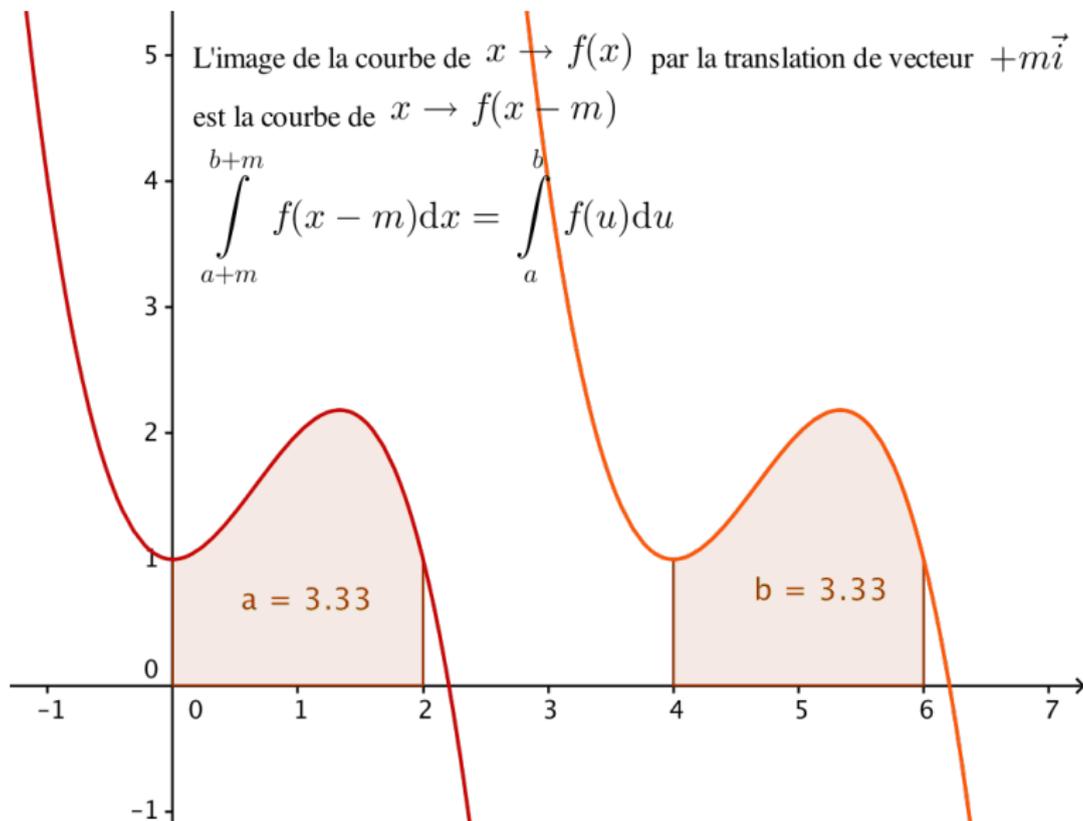


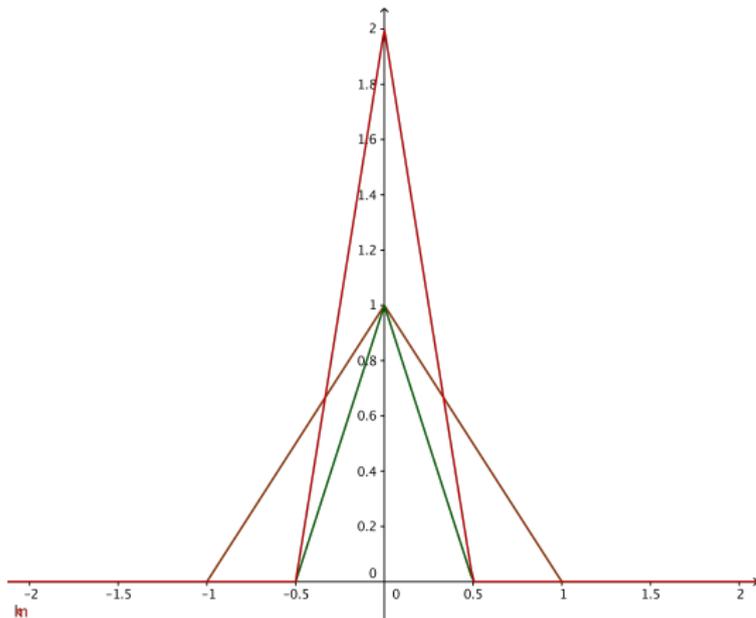
Lois normales

Vallon

18 avril 2017

- 1 Changement de variable dans une intégrale
- 2 Lois normales





- f définie par $f(x) = 1_{[-1;0]}(x) \times (x + 1) + 1_{[0;1]}(x) \times (-x + 1)$ est une fonction de densité de probabilité (courbe marron)
- $x \rightarrow f(2x)$ n'en est pas une (courbe verte)
- Pour que l'aire sous la courbe reste invariante on fait $x \rightarrow 2f(2x)$ (courbe rouge)

Théorème

- Pour tout $m \in \mathbb{R}$

$$\int_a^b f(x - m) dx = \int_{a-m}^{b-m} f(u) du$$
- Pour tout $k \in \mathbb{R}^*$

$$\int_a^b \frac{1}{k} f\left(\frac{x}{k}\right) dx = \int_{\frac{a}{k}}^{\frac{b}{k}} f(u) du$$

Démonstration.

- On pose $u = x - m$ on dérive u par rapport à x donc $\frac{du}{dx} = 1$, on "assimile" $\frac{du}{dx}$ à une fraction donc $du = dx$ donc

$$f(x - m) dx = f(u) du$$

Or si $a \leq x \leq b$ alors $a - m \leq x - m = u \leq b - m$ d'où la première égalité
- Même type de raisonnement avec $u = \frac{x}{k}$

Théorème

- Pour tout $k \in \mathbb{R}^*$ et m réel

$$\int_a^b \frac{1}{k} f\left(\frac{x-m}{k}\right) dx = \int_{\frac{a-m}{k}}^{\frac{b-m}{k}} f(u) du$$

Théorème

- Pour tout $m \in \mathbb{R}$ et $\sigma > 0$ la fonction $x \rightarrow f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-m}{\sigma}\right)^2}$ est une densité de probabilité sur \mathbb{R}
- Elle définit la loi normale d'espérance m et d'écart-type σ , $\mathcal{N}(m; \sigma)$

Démonstration.

- Voir le théorème précédent

- Si X suit la loi normale $\mathcal{N}(m; \sigma)$ alors $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{t}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{t-m}{\sigma}\right)^2} dt$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{t-m}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{t-m}{\sigma}\right)^2} dt + m \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{t-m}{\sigma}\right)^2} dt$$

$$= \underbrace{\sigma \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{t-m}{\sigma^2\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{t-m}{\sigma}\right)^2} dt}_{=0} + m \underbrace{\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{t-m}{\sigma}\right)^2} dt}_{=1} = m \quad \square$$

Théorème

Si X suit la loi normale $\mathcal{N}(m; \sigma)$ alors $T = \frac{X - m}{\sigma}$ suit la loi normale centrée réduite

Démonstration.

Si X suit la loi normale $\mathcal{N}(m; \sigma)$ alors pour tout a et b réels on a

$$P(a \leq X \leq b) = \int_a^b \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{t-m}{\sigma}\right)^2} dt$$

Ce qui signifie que si $a \leq x \leq b$ alors $\frac{a-m}{\sigma} \leq t = \frac{x-m}{\sigma} \leq \frac{b-m}{\sigma}$ donc par changement de variable

$$P(a \leq X \leq b) = \int_a^b \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{t-m}{\sigma}\right)^2} dx = \int_{\frac{a-m}{\sigma}}^{\frac{b-m}{\sigma}} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt$$

$= P\left(\frac{a-m}{\sigma} \leq T \leq \frac{b-m}{\sigma}\right)$ où T suit la loi normale centrée réduite □

Théorème

Si X suit la loi normale $\mathcal{N}(m; \sigma)$ alors :

- $P(|X - m| \leq \sigma) \simeq 0,68$
- $P(|X - m| \leq 2\sigma) \simeq 0,95$
- $P(|X - m| \leq 3\sigma) \simeq 0,997$