

Théorème de Moivre-Laplace

Résultats préliminaires

1. La formule de Stirling fournit un équivalent de $n!$, et on sait que :

$$n! \sim \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n$$

par conséquent $n! - \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n = o\left(\sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n\right)$, donc il existe une suite réelle $(\epsilon_n)_n$ convergente vers 0 telle que

$$n! - \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n = \epsilon_n \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n. \text{ C\`ad } n! = (1 + \epsilon_n) \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n \text{ CQFD}$$

2. Soit $\lambda > 0$ et $\mu \in \mathbb{R}$, on a par définition de la partie entière, pour tout $x > 0$:

$$\lambda x + \mu - 1 < [\lambda x + \mu] \leq \lambda x + \mu \text{ donc } \frac{\lambda x + \mu - 1}{\lambda x} < \frac{[\lambda x + \mu]}{\lambda x} \leq \frac{\lambda x + \mu}{\lambda x}$$

Or $\lim_{x \rightarrow +\infty} \frac{\lambda x + \mu - 1}{\lambda x} = \lim_{x \rightarrow +\infty} \frac{\lambda x + \mu}{\lambda x} = 1$, par suite $[\lambda x + \mu] \sim \lambda x$ lorsque $x \rightarrow +\infty$.

De même en utilisant l'encadrement

$$\lambda x + \mu \leq [\lambda x + \mu] < \lambda x + \mu + 1$$

on obtient $[\lambda x + \mu] \sim \lambda x$ lorsque $x \rightarrow +\infty$.

3. La fonction Φ est continue sur \mathbb{R} et par croissance comparée on a $\Phi(t) = o\left(\frac{1}{t^2}\right)$ au voisinage de $\pm\infty$, or $t \mapsto \frac{1}{t^2}$ est intégrable au voisinage de $\pm\infty$ car de type Riemann avec $\alpha = 2 > 1$. Ainsi Φ est intégrable sur

\mathbb{R} et par conséquent $\int_{-\infty}^{+\infty} \Phi(t) dt$ converge.

4. On a $\zeta(x) = (1+x) \ln(1+x) = (1+x) \left(x - \frac{x^2}{2} + o(x^2)\right) = x - \frac{x^2}{2} + x^2 + o(x^2) = x + \frac{x^2}{2} + o(x^2)$.

Etude asymptotique d'une suite

5. Etudions la monotonie de la suite finie $(P(X_n = k))_{0 \leq k \leq n}$, puisque X_n suit une la binomiale $B(n, p)$, alors

$$P(X_n = k) = p^k q^{n-k} \binom{n}{k} \neq 0$$

Donc pour $k \in \{0, \dots, n-1\}$:

$$P(X_n = k) < P(X_n = k+1) \iff \frac{P(X_n = k)}{P(X_n = k+1)} < 1 \iff \frac{q(k+1)}{n(n-k)} < 1 \iff k < np - q$$

Donc $k+1 \leq [np - q]$, ainsi $P(X_n = 0) < P(X_n = 1) < \dots < P(X_n = [np - q])$ et au-delà de cette indice on ne peut plus avoir $P(X_n = k) < P(X_n = k+1)$. On conclut alors que p_n est la probabilité dominante d'une binomiale.

6. Selon la question Q.2, on a $x_n = [np - q] \sim np$ donc de limite $+\infty$. Par ailleurs on a par définition de $[np - q]$ l'inégalité

$$n - [np - q] = n - x_n \geq n(1-p) + q - 1$$

Puisque $p \in]0, 1[$, alors $\lim_{n \rightarrow +\infty} n - x_n = +\infty$.

D'autres parts, on a

$$p_n = P(X_n = x_n) = p^{x_n} q^{n-x_n} \binom{n}{x_n} = p^{x_n} q^{n-x_n} \frac{n!}{x_n! (n-x_n)!}$$

Or les suites $(x_n)_n$ et $(n-x_n)_n$ tendent vers $+\infty$, on peut donc utiliser la formule de Stirling, ainsi $x_n = \left(\sqrt{2\pi x_n} \left(\frac{x_n}{e} \right)^{x_n} + 1 \right) \epsilon_{x_n}$, avec $\lim_{n \rightarrow +\infty} \epsilon_{x_n} = 0$, donc $x_n! \sim \sqrt{2\pi x_n} \left(\frac{x_n}{e} \right)^{x_n}$ et de même $(n-x_n)! \sim \sqrt{2\pi(n-x_n)} \left(\frac{n-x_n}{e} \right)^{n-x_n}$. En reportant dans l'expression de p_n , on obtient :

$$\sqrt{npq} p_n \sim \sqrt{npq} \frac{\sqrt{n}}{\sqrt{x_n(n-x_n)}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{n^n p^{x_n} q^{n-x_n}}{x_n^{x_n} (n-x_n)^{n-x_n}}$$

Pour conclure il suffit de remarquer que $\frac{x_n}{n} \sim p$ et $\frac{n-x_n}{n} \sim q$, donc le terme $\sqrt{npq} \frac{\sqrt{n}}{\sqrt{x_n(n-x_n)}} \rightarrow 1$.

CQFD

7. En passant à l'écriture exponentielle on aura :

$$\frac{n^n p^{x_n} q^{n-x_n}}{x_n^{x_n} (n-x_n)^{n-x_n}} = e^{n \ln(n)} e^{-x_n \ln\left(\frac{x_n}{p}\right)} e^{-(n-x_n) \ln\left(\frac{n-x_n}{q}\right)}$$

puis en écrivant $e^{n \ln n} = e^{-x_n \ln\left(\frac{1}{n}\right)} e^{-(n-x_n) \ln\left(\frac{1}{n}\right)}$, on obtient de l'autre coté :

$$e^{-np \zeta\left(\frac{x_n-np}{np}\right) - nq \zeta\left(\frac{np-x_n}{nq}\right)} = e^{-np \left(1 + \frac{x_n-np}{np}\right) \ln\left(1 + \frac{x_n-np}{np}\right) - nq \left(1 + \frac{np-x_n}{nq}\right) \ln\left(1 + \frac{np-x_n}{nq}\right)} = e^{-x_n \ln\left(\frac{x_n}{np}\right) - (n-x_n) \ln\left(\frac{n-x_n}{nq}\right)}$$

D'où l'égalité entre les deux expressions.

8. On vérifie facilement que les suites $\left(\frac{x_n-np}{np}\right)_n$ et $\left(\frac{np-x_n}{nq}\right)_n$ sont à valeurs dans $] -1, +\infty[$ et convergent vers 0, donc d'après les questions Q.4, Q.6 et Q.7, on obtient :

$$\begin{aligned} \sqrt{npq} p_n &\sim \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-np \zeta\left(\frac{x_n-np}{np}\right) - nq \zeta\left(\frac{np-x_n}{nq}\right)} = e^{-np \left(1 + \frac{x_n-np}{np}\right) \ln\left(1 + \frac{x_n-np}{np}\right) - nq \left(1 + \frac{np-x_n}{nq}\right) \ln\left(1 + \frac{np-x_n}{nq}\right)} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-np \left(\frac{x_n-np}{np} + \frac{1}{2} \left(\frac{x_n-np}{np}\right)^2 + o\left(\frac{x_n-np}{np}\right)^2\right) - nq \left(\frac{np-x_n}{nq} + \frac{1}{2} \left(\frac{np-x_n}{nq}\right)^2 + o\left(\frac{np-x_n}{nq}\right)^2\right)} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x_n-np}{\sqrt{np}}\right)^2 + o\left(\frac{x_n-np}{\sqrt{np}}\right)^2 - \frac{1}{2} \left(\frac{np-x_n}{\sqrt{nq}}\right)^2 + o\left(\frac{np-x_n}{\sqrt{nq}}\right)^2} \end{aligned}$$

la suite $(x_n - np)_n$ étant bornée, donc le terme à l'exponentielle tend vers 0, ainsi $\lim_{n \rightarrow +\infty} \sqrt{npq} p_n = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}$.

Convergence en loi

9. On a $Y_n(\Omega) = \{\tau_{n,k} / 0 \leq k \leq n\}$ et puisque X_n suit la loi binomiale $B(n, p)$, alors $P(Y_n = \tau_{n,k}) = P(X_n = k) = p^k q^{n-k} \binom{n}{k}$.

On sait que $E(X_n) = np$, $V(X_n) = npq$, de plus l'espérance étant linéaire et la variance vérifie $V(aX + Y) = a^2 V(X)$, donc

$$E(Y_n) = \frac{E(X_n) - np}{\sqrt{npq}} = 0 \text{ et } V(Y_n) = \frac{E(X_n)}{npq} = 1$$

Ainsi la variable Y_n est centrée réduite.

10. On a $\tau_{n,0} = \frac{-np}{\sqrt{npq}} \rightarrow -\infty$ lorsque $n \rightarrow +\infty$ et $\tau_{n,n} = \frac{n(1-p)}{\sqrt{npq}} \rightarrow +\infty$ lorsque $n \rightarrow +\infty$, donc il existe un rang $N_1 \geq 1$ tel que $\forall n \geq N_1$, $[a, b] \subset [\tau_{n,0}, \tau_{n,n}]$. De même puisque $b - a > 0$ et $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{\sqrt{npq}} = 0$, il existe un rang $N_2 \geq 1$ tel que $\forall n \geq N_2$, $\frac{1}{\sqrt{npq}} \leq b - a$. Il suffit alors de prendre $N = \max(N_1, N_2)$.

11. A l'aide de la définition de $k_n(t) = \lfloor \sqrt{npqt} + np \rfloor$, on vérifie facilement que pour tout entier s , la fonction e_n est constante sur l'intervalle $[\tau_{n,s}, \tau_{n,s+1}[$ est vaut $\tau_{n,s}$, donc en escalier sur $[\tau_{n,0}, \tau_{n,n}] = (\cup_{0 \leq s \leq n-1} [\tau_{n,s}, \tau_{n,s+1}[) \cup \{\tau_{n,n}\}$. Ainsi si $[a, b]$ un segment de \mathbb{R} , on sait selon Q.10, qu'il existe un rang N à partir du quel $[a, b] \subset [\tau_{n,0}, \tau_{n,n}]$, d'où e_n sera en escalier sur chaque segment $[a, b]$, par suite en escalier sur \mathbb{R} .

D'autres parts, $t \mapsto k_n(t) = \lfloor \sqrt{npqt} + np \rfloor$ est croissante sur \mathbb{R} et $k \mapsto \tau_{n,k} = \frac{k - np}{\sqrt{npq}}$ est croissance sur \mathbb{Z} , donc par composée la fonction $e_n : t \mapsto \tau_{n,k_n(t)}$ est croissante sur \mathbb{R} .

Puis à l'aide de l'encadrement $\sqrt{npqt} + np - 1 < k_n(t) \leq \sqrt{npqt} + np$, on obtient l'inégalité :

$$e_n(t) = \frac{k_n(t) - np}{\sqrt{npq}} \leq t < e_n(t) + \frac{1}{\sqrt{npq}}.$$

Par conséquent, on aura

$$\forall t \in \mathbb{R}, 0 \leq t - e_n(t) \leq \frac{1}{\sqrt{npq}}$$

Or la suite $\left(\frac{1}{\sqrt{npq}}\right)_{n \geq 1}$ est convergente vers 0, donc la suite de fonction $(e_n)_n$ converge simplement sur \mathbb{R} vers l'application identique $e : t \mapsto t$. Notons que cette convergence est uniforme sur \mathbb{R} puisque $\|t - e_n(t)\|_{\infty}^{\mathbb{R}} \leq \frac{1}{\sqrt{npq}} \rightarrow 0$, quand $n \rightarrow +\infty$

12. On a d'abord $\tau_{n,k_n(a)} = e_n(a) \rightarrow a$ lorsque $n \rightarrow +\infty$ et aussi $\tau_{n,k_n(b)+1} = e_n(b) + \frac{1}{\sqrt{npq}} \rightarrow b$ lorsque $n \rightarrow +\infty$. Et puisque Φ est continue alors la fonction $h(\alpha, \beta) = \int_{\alpha}^{\beta} \Phi(t) dt = \int_0^{\beta} \Phi(t) dt - \int_0^{\alpha} \Phi(t) dt$ est continue sur \mathbb{R}^2 . (En faite de classe C^1 car ses dérivées partielles sont $\frac{\partial h}{\partial \alpha} : (\alpha, \beta) \mapsto -\Phi(\alpha)$ et $\frac{\partial h}{\partial \beta} : (\alpha, \beta) \mapsto \Phi(\beta)$ continues sur \mathbb{R}^2).

$$\text{Ainsi } h(\tau_{n,k_n(a)}, \tau_{n,k_n(b)+1}) = \int_{\tau_{n,k_n(a)}}^{\tau_{n,k_n(b)+1}} \Phi(t) dt \text{ converge vers } h(a, b) = \int_a^b \Phi(t) dt.$$

D'autres parts puisque la fonction e_n est constante sur l'intervalle $[\tau_{n,s}, \tau_{n,s+1}[$ est vaut $\tau_{n,s}$, on obtient alors

$$\begin{aligned} P(e_n(a) \leq Y_n \leq e_n(b)) &= \sum_{s=k_n(a)}^{k_n(b)} P(Y_n = \tau_{n,s}) = \sum_{s=k_n(a)}^{k_n(b)} \frac{1}{\tau_{n,s+1} - \tau_{n,s}} \int_{\tau_{n,s}}^{\tau_{n,s+1}} P(Y_n = e_n(t)) dt \\ &= \sqrt{npq} \int_{\tau_{n,k_n(a)}}^{\tau_{n,k_n(b)+1}} P(Y_n = e_n(t)) dt = \int_{\tau_{n,k_n(a)}}^{\tau_{n,k_n(b)+1}} f_n(t) dt. \text{ CQFD} \end{aligned}$$

13. On remarque d'abord que $\tau_{n,k_n(\tau_{n,k})} = \lfloor \sqrt{npq}\tau_{n,k} + np \rfloor = \left\lfloor \sqrt{npq} \frac{k - np}{\sqrt{npq}} + np \right\rfloor = k$, donc il vient : $f_n(\tau_{n,k}) = \sqrt{npq} P(Y_n = \tau_{n,k_n(\tau_{n,k})}) = \sqrt{npq} P(Y_n = \tau_{n,k}) = \sqrt{pqn} P(X_n = k) = \sqrt{pqn} \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$ par égalité des événements $(Y_n = \tau_{n,k})$ et $(X_n = k)$, ensuite il suffit d'écrire

$$\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$$

puis de remplacer les factoriels $n! = \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n (1 + \epsilon_n)$, $k! = \sqrt{2\pi k} \left(\frac{k}{e}\right)^k (1 + \epsilon_k)$ et

$(n-k)! = \sqrt{2\pi(n-k)} \left(\frac{n-k}{e}\right)^{n-k} (1 + \epsilon_{n-k})$ par leurs expressions obtenues à la question Q.1 pour conclure.

14. On a par définition de la partie entière $\sqrt{npqt} + np - 1 < k_n(t) \leq \sqrt{npqt} + np$, donc $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{k_n(t)}{n} = p$. De la même façon on obtient $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{n - k_n(t)}{n} = 1 - p = q$. Or pour n assez grand on ne peut avoir $k_n(t) = 0$

ou $k_n(t) = n$ car on aura respectivement $t < \frac{1-np}{\sqrt{npq}} \rightarrow -\infty$ ou $t \geq \frac{n-np}{\sqrt{npq}} \rightarrow +\infty$. Ainsi pour n assez grand et $t \in [a, b]$, le rapport est bien défini et on a

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \sqrt{\frac{pqn^2}{k_n(t)(n-k_n(t))}} = 1. \text{ CQFD}$$

On vient de voir que les termes $k_n(t)$ et $n-k_n(t)$ tendent vers $+\infty$ quand $n \rightarrow +\infty$, de plus $\lim_{n \rightarrow +\infty} \epsilon_n = 0$, d'où

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1 + \epsilon_n}{(1 + \epsilon_{k_n(t)})(1 + \epsilon_{n-k_n(t)})} = 1.$$

15. L'hypothèse sur k assure le fait que $\sqrt{\frac{q}{np}}\tau_{n,k}, -\sqrt{\frac{p}{nq}}\tau_{n,k} \in]-1, 1[$, donc la fonction ζ est bien définie en ces deux points. Comme à la question Q.7, on a

$$\frac{n^n p^k q^{n-k}}{k^k (n-k)^{n-k}} = \frac{p^k q^{n-k}}{\left(\frac{k}{n}\right)^k \left(\frac{n-k}{n}\right)^{n-k}} = e^{-np\zeta\left(\frac{x_n-np}{np}\right) - nq\zeta\left(\frac{np-x_n}{nq}\right)} = e^{-np\zeta\left(\sqrt{\frac{q}{np}}\tau_{n,k}\right) - nq\zeta\left(-\sqrt{\frac{p}{nq}}\tau_{n,k}\right)}. \text{ CQFD}$$

16. La question Q.7 prouve que pour tout $t \in [a, b]$, la suite $(\tau_{n,k_n(t)})_n$ est bornée, donc les termes $\sqrt{\frac{q}{np}}|\tau_{n,k_n(t)}|$, $\sqrt{\frac{p}{nq}}|\tau_{n,k_n(t)}|$ sont de limites nulles quand n tend vers $+\infty$, ainsi pour n assez grand les hypothèses de la question Q.15 sont satisfaites, et on a alors

$$\frac{p^{k_n(t)} q^{n-k_n(t)}}{\left(\frac{k_n(t)}{n}\right)^{k_n(t)} \left(\frac{n-k_n(t)}{n}\right)^{n-k_n(t)}} = e^{-np\zeta\left(\sqrt{\frac{q}{np}}\tau_{n,k_n(t)}\right) - nq\zeta\left(-\sqrt{\frac{p}{nq}}\tau_{n,k_n(t)}\right)}$$

En utilisant le développement limité obtenu à la question Q.2, on obtient, en remplaçant $\tau_{n,k_n(t)}$ par $e_n(t)$:

$$\begin{aligned} & \frac{p^{k_n(t)} q^{n-k_n(t)}}{\left(\frac{k_n(t)}{n}\right)^{k_n(t)} \left(\frac{n-k_n(t)}{n}\right)^{n-k_n(t)}} = \\ & = e^{-np\left(\sqrt{\frac{q}{np}}e_n(t) + \frac{1}{2}\left(\sqrt{\frac{q}{np}}e_n(t)\right)^2 + o\left(\left(\sqrt{\frac{q}{np}}e_n(t)\right)^2\right)\right) - nq\left(\sqrt{\frac{p}{nq}}e_n(t) + \frac{1}{2}\left(-\sqrt{\frac{p}{nq}}e_n(t)\right)^2 + o\left(\left(\sqrt{\frac{p}{nq}}e_n(t)\right)^2\right)\right)} \\ & = e^{-\frac{1}{2}(e_n(t))^2 + o((e_n(t))^2)} \end{aligned}$$

Or selon la question Q.11, on a pour t fixé, $(e_n(t))^2 = t^2 + o(1)$ quand $n \rightarrow +\infty$ et $o((e_n(t))^2) \rightarrow_{n \rightarrow +\infty} 0$, donc on conclut que

$$e^{-\frac{1}{2}(e_n(t))^2 + o((e_n(t))^2)} = e^{-\frac{1}{2}t^2 + o(1)} \rightarrow e^{-\frac{1}{2}t^2}. \text{ CQFD}$$

17. Selon la question Q.13, on a $f_n(t) = f_n(\tau_{n,k_n(t)})$, La convergence simple de $(f_n)_n$ vers Φ sur $[a, b]$ découle alors directement des questions Q.13, Q.14 et Q.16.

De plus on a pour tout $t \in [a, b]$, $|f_n(t)| = |\sqrt{npq}P(Y_n = e_n(t))| = \sqrt{npq}P(X_n = k_n(t)) \leq \sqrt{npq}p_n$, où p_n désigne la probabilité dominante de X_n introduite à la question Q.5. Or selon la question Q.11 cette suite $(\sqrt{npq}p_n)_n$ étant convergente, donc en particulier bornée par une certaine constante M . Ainsi

$$\forall t \in [a, b], |f_n(t)| \leq M \text{ (Hypothèse de domination)}$$

La constante $t \mapsto M$ est intégrable sur le segment $[a, b]$, donc le théorème de la convergence dominée s'applique et obtient alors

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \int_a^b f_n(t) dt = \int_a^b \lim_{n \rightarrow +\infty} f_n(t) dt = \int_a^b \Phi(t) dt. \text{ CQFD}$$

18. D'après la question Q.12, on a

$$\begin{aligned} P(e_n(a) \leq Y_n \leq e_n(b)) &= \int_{\tau_{n,k_n(a)}}^{\tau_{n,k_n(b)+1}} f_n(t) dt = \int_{e_n(a)}^{e_n(b) + \frac{1}{\sqrt{npq}}} f_n(t) dt \\ &= \int_{e_n(a)}^a f_n(t) dt + \int_a^b f_n(t) dt + \int_b^{e_n(b) + \frac{1}{\sqrt{npq}}} f_n(t) dt \end{aligned}$$

Or les fonctions f_n sont uniformément bornées par une constante M (Q.17), $\lim_{n \rightarrow +\infty} e_n(a) = a$ et $\lim_{n \rightarrow +\infty} e_n(b) + \frac{1}{\sqrt{npq}} = b$, donc

$$\left| \int_{e_n(a)}^a f_n(t) dt \right| \leq M |e_n(a) - a| \rightarrow 0 \text{ et } \left| \int_b^{e_n(b) + \frac{1}{\sqrt{npq}}} f_n(t) dt \right| \leq M \left| e_n(b) + \frac{1}{\sqrt{npq}} - b \right| \rightarrow 0$$

On conclut alors que

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(e_n(a) \leq Y_n \leq e_n(b)) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \int_a^b f_n(t) dt = \int_a^b \Phi(t) dt. \text{ CQFD}$$

D'autres parts, les suites $(e_n(a))_n$ et $(e_n(b))_n$ sont convergent respectivement vers a et b , puisque $a < b$, on peut alors supposer que pour tout $n \in \mathbb{N}$, $e_n(a) \leq a < e_n(b) \leq b$. (C'est vérifié pour n assez grand pour $e_n(b)$), donc par disjonction des événements, on aura

$$P(a \leq Y_n \leq b) = P(e_n(a) \leq Y_n \leq e_n(b)) + P(e_n(b) < Y_n \leq b) - P(e_n(a) \leq Y_n < a)$$

D'après la question Q.11, on a $[e_n(a), a[\subset [e_n(a), e_n(a) + \frac{1}{\sqrt{npq}}[$, donc

$$\begin{aligned} P(e_n(a) \leq Y_n < a) &\leq P\left(e_n(a) \leq Y_n < e_n(a) + \frac{1}{\sqrt{npq}}\right) \\ &= P\left(e_n(a) \leq \frac{X_n - np}{\sqrt{npq}} < e_n(a) + \frac{1}{\sqrt{npq}}\right) = P(\sqrt{npq}e_n(a) + np \leq X_n < \sqrt{npq}e_n(a) + np + 1) \end{aligned}$$

Or si X_n appartiendra à un intervalle de longueur 1 et elle est à valeurs entière, donc forcément

$$(\sqrt{npq}e_n(a) + np \leq X_n < \sqrt{npq}e_n(a) + np + 1) \implies X_n = \lfloor \sqrt{npq}e_n(a) + np \rfloor \text{ ou } X_n = \lfloor \sqrt{npq}e_n(a) + np + 1 \rfloor$$

Dans tous les cas, on aura, en notant p_n la probabilité dominante de X_n (introduite à Q.5) :

$$P(e_n(a) \leq Y_n < a) \leq p_n \rightarrow 0 \text{ selon Q.8}$$

On établit de même que $(P(e_n(b) < Y_n \leq b))_n$ converge vers 0. Par conséquent

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(a \leq Y_n \leq b) = \lim_{n \rightarrow +\infty} P(e_n(a) \leq Y_n \leq e_n(b)) = \int_a^b \Phi(t) dt. \text{ CQFD}$$

Applications

19. A l'aide de la question Q.18, on a

$$\int_{-T}^T \Phi(t) dt = \lim_{n \rightarrow +\infty} P(|Y_n| \leq T) = 1 - \lim_{n \rightarrow +\infty} P(|Y_n| > T)$$

Or la variable Y_n est centrée-réduite, donc selon l'inégalité de Bienaymé-Tchebechev, on aura

$$P(|Y_n| > T) \leq P(|Y_n| \geq T) = P(|Y_n - E(Y_n)| \geq T) \leq \frac{V(Y_n)}{T^2} = \frac{1}{T^2}.$$

Par conséquent

$$\int_{-T}^T \Phi(t) dt = 1 - \lim_{n \rightarrow +\infty} P(|Y_n| > T) \geq 1 - \frac{1}{T^2}.$$

On obtient alors l'encadrement :

$$1 - \frac{1}{T^2} \leq \int_{-T}^T \Phi(t) dt = 1 - \lim_{n \rightarrow +\infty} P(|Y_n| > T) \leq 1$$

En faisant tendre T vers $+\infty$, on obtient

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \Phi(t) dt = 1$$

20. On a pour $k \in \mathbb{N}^*$ tel que $k > a$:

$$\begin{aligned} \left| P(Y_n \geq a) - \int_a^{+\infty} \Phi(t) dt \right| &\leq \left| P(Y_n \geq a) - P(Y_n > k) - \int_a^k \Phi(t) dt \right| + \\ &|P(Y_n > k)| + \left| \int_a^k \Phi(t) dt - \int_a^{+\infty} \Phi(t) dt \right| \end{aligned}$$

On a les résultats suivants :

- $\left| P(Y_n \geq a) - P(Y_n > k) - \int_a^k \Phi(t) dt \right| = \left| P(a \leq Y_n \leq k) - \int_a^k \Phi(t) dt \right| \rightarrow 0$ quand $n \rightarrow +\infty$
- Pour $k > 0$, on a $(Y_n > k) \subset (|Y_n| \geq k)$, donc en utilisant Q.19 : $P(Y_n > k) \leq P(|Y_n| \geq k) \leq \frac{1}{k^2} \rightarrow 0$ quand $k \rightarrow +\infty$
- $\left| \int_a^k \Phi(t) dt - \int_a^{+\infty} \Phi(t) dt \right| \rightarrow 0$ quand $k \rightarrow +\infty$

Soit $\varepsilon > 0$, il existe donc $N' \in \mathbb{N}^*$ tel que : $|P(Y_n > N')| + \left| \int_a^{N'} \Phi(t) dt - \int_a^{+\infty} \Phi(t) dt \right| \leq \frac{\varepsilon}{2}$, puis il existe $N \in \mathbb{N}^*$ tel que

$$\forall n \geq N, \left| P(Y_n \geq a) - P(Y_n > N') - \int_a^{N'} \Phi(t) dt \right| = \left| P(a \leq Y_n \leq N') - \int_a^{N'} \Phi(t) dt \right| \leq \frac{\varepsilon}{2}$$

On conclut alors que

$$\forall n \geq N, \left| P(Y_n \geq a) - \int_a^{+\infty} \Phi(t) dt \right| \leq \frac{\varepsilon}{2} + \frac{\varepsilon}{2} = \varepsilon$$

Càd $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(Y_n \geq a) = \int_a^{+\infty} \Phi(t) dt$. De même $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(Y_n \leq b) = \int_{-\infty}^b \Phi(t) dt$.

Généralisation

21. Puisque φ' est continue ne s'annulant pas sur \mathbb{R} , alors par le TVI elle est strictement monotone, en particulier φ réalise une bijection de \mathbb{R} sur $\varphi(\mathbb{R}) = \mathbb{R}$ et dont la réciproque φ^{-1} est aussi de classe C^1 sur \mathbb{R} . Traitons le cas où $\varphi' > 0$ (l'autres cas sera analogue), pour $\alpha \leq \beta$ réels, on a

$$P(\alpha \leq Z_n \leq \beta) = P(\varphi^{-1}(\alpha) \leq Y_n \leq \varphi^{-1}(\beta)) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \int_{\varphi^{-1}(\alpha)}^{\varphi^{-1}(\beta)} \Phi(t) dt = \int_{\alpha}^{\beta} \frac{\Phi \circ \varphi^{-1}(u)}{\varphi' \circ \varphi^{-1}(u)} du$$

(par le changement de variable $t = \varphi^{-1}(x)$, qui réalise une bijection strictement croissante de classe C^1 de \mathbb{R} sur \mathbb{R}). Il suffit alors de prendre $\Psi = \frac{\Phi \circ \varphi^{-1}}{\varphi' \circ \varphi^{-1}}$ qui est bien continue sur \mathbb{R} . (ceci reste valable pour α ou β éventuellement infini).

- Si l'on suppose plus $\varphi(\mathbb{R}) = \mathbb{R}$, alors φ réalisera un C^1 difféomorphisme de \mathbb{R} sur $I = \varphi(\mathbb{R})$ un intervalle forcément ouvert de \mathbb{R} . Par exemple dans le cas $\varphi' > 0$, on aura :

– Le même résultat sera valable pour $\alpha \leq \beta$ dans I , avec Ψ définie sur I par $\Psi = \frac{\Phi \circ \varphi^{-1}}{\varphi' \circ \varphi^{-1}}$.

– La limite de Ψ en l'extrémité supérieure de I est forcément nulle, on peut alors penser à la prolonger jusqu'à $+\infty$ par 0 en conservant sa continuité. le résultat se prolonge pour $\alpha \leq \beta$ avec $\alpha \in I$ et $\beta \in \mathbb{R} \cup \{+\infty\}$

- Analogue si $\varphi' < 0$.

Fin du corrigé