

## Convergence et théorèmes limites

### Préliminaires

**Notation.** Si  $u \in \mathbb{R}^d$  on note par  $\|u\|_r$  la norme  $L^r$  du vecteur  $u$ :  $\|u\|_r = (\sum_{i=1}^d |u_i|^r)^{1/r}$ . Comme toutes les normes sont équivalentes dans  $\mathbb{R}^d$  on prendra  $r=1$  et on notera  $\|u\| = \|u\|_1 = \sum_{i=1}^d |u_i|$ . « iid » est abrégé pour « indépendantes et identiquement distribuées ». On notera  $X_1, \dots, X_n, \dots$  ou  $(X_n)_{n \geq 1}$  une générique suite (infinie) de v.a.

**Lemme 1.** (*Inégalité de Bienaymé-Tchebychev*) Si  $X$  est une v.a. réelle telle que  $\sigma^2 = \text{Var}(X) < \infty$  et  $\mu = \mathbb{E}[X]$  alors pour tout  $\varepsilon > 0$  on a que

$$\mathbb{P}(|X - \mu| > \varepsilon) \leq \frac{\mathbb{E}[(X - \mu)^2]}{\varepsilon^2} = \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2}$$

**Théorème 2.** (*Inégalité de Hölder*) Soient  $X$  et  $Y$  deux v.a. réelles définies sur le même espace de proba  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ . Si  $r, s > 1$  sont tels que  $r^{-1} + s^{-1} = 1$  et si  $\mathbb{E}[|X|^r] < \infty$  et  $\mathbb{E}[|Y|^s] < \infty$  alors

$$\mathbb{E}[|XY|] \leq (\mathbb{E}[|X|^r])^{1/r} (\mathbb{E}[|Y|^s])^{1/s}.$$

**Corollaire 3.** Soient  $p > 0$  et  $p > q > 0$ . On suppose que  $\mathbb{E}[|X|^p] < \infty$  alors  $\mathbb{E}[|X|^q] \leq (\mathbb{E}[|X|^p])^{p/q}$  et  $\mathbb{E}[|X|^q] < \infty$ .

### Modes de convergence d'une suite de v.a.

#### Convergence en loi (ou en distribution)

**Théorème 4.** Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de v.a. à valeurs dans  $\mathbb{R}^d$  et  $X$  une v.a. à valeurs dans  $\mathbb{R}^d$ . Les conditions suivantes sont équivalentes (c-à-d chacune d'entre elles implique toutes les autres):

1.  $\lim_{n \rightarrow \infty} \phi_{X_n}(t) = \phi_X(t), \quad \forall t \in \mathbb{R}^d;$
2.  $\lim_{n \rightarrow \infty} F_X(x) = F(x)$  pour tout  $x \in \mathbb{R}^d$  point de continuité de  $F_X$ ;
3.  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[f(X_n)] = \mathbb{E}[f(X)]$  pour tout fonction  $f: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$  continue et bornée.

Si une de ces conditions est vérifié (et donc toutes) on dit que  $(X_n)_{n \geq 1}$  converge en loi (ou en distribution) vers  $X$  (et l'on note  $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X$ ).

**Rappel.** Dans  $\mathbb{R}^d$ ,  $F_X(x) = F_X(x_1, \dots, x_d) = \mathbb{P}(X_1 \leq x_1, \dots, X_d \leq x_d)$ .

**Exemple 5.** On considère la suite de v.a.  $(X_n)_{n \geq 1}$  telle que  $X_n$  est une v.a. uniforme discrète à valeurs dans  $\{1/n, 2/n, 3/n, \dots, (n-1)/n, 1\}$ .

$$\phi_{X_n}(t) = \mathbb{E}[e^{itX_n}] = \sum_{k=1}^n \frac{1}{n} e^{itk/n} = \frac{e^{it/n}}{n} \sum_{k=0}^{n-1} e^{itk/n} = \frac{e^{it/n}}{n} \frac{e^{it} - 1}{e^{it/n} - 1}$$

donc

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \phi_{X_n}(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{e^{it/n}}{n} \frac{e^{it} - 1}{e^{it/n} - 1} = \frac{e^{it} - 1}{it}.$$

Si  $X \sim \mathcal{U}([0, 1])$  alors

$$\phi_X(t) = \int_0^1 e^{itx} dx = \frac{e^{it} - 1}{it}$$

et donc  $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X$ .

**Exemple 6.** Soient  $U_1, U_2, \dots$  des v.a. iid  $\mathcal{U}([0, 1])$ . On pose  $X_n = n \min_{1 \leq k \leq n} U_k$ . Montrons que  $(X_n)_{n \geq 1}$  converge en loi vers une v.a.  $X \sim \mathcal{E}(1)$ . Soit  $x \in \mathbb{R}$

$$\begin{aligned} F_{X_n}(x) &= \mathbb{P}(n \min_{1 \leq k \leq n} U_k \leq x) = 1 - \mathbb{P}(n \min_{1 \leq k \leq n} U_k > x) = 1 - [\mathbb{P}(U_1 > x/n)]^n \\ &= 1 - [1 - \mathbb{P}(U_1 \leq x/n)]^n = 1 - [1 - F_{U_1}(x/n)]^n \end{aligned}$$

et donc

$$F_{X_n}(x) = \begin{cases} 1 - [1 - (x/n)]^n & \text{si } x/n \in [0, 1] \\ 0 & \text{si } x/n < 0 \\ 1 & \text{si } x/n > 1 \end{cases}$$

Fixons  $x > 0$  et choisissons  $n$  suffisamment grand tel que  $x/n \in [0, 1]$ . Alors

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(x) = \lim_{n \rightarrow \infty} 1 - [1 - (x/n)]^n = 1 - e^{-x}.$$

Donc

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(x) = \begin{cases} 1 - e^{-x} & \text{si } x > 0 \\ 0 & \text{si } x \leq 0 \end{cases} = F_X(x) \quad \forall x \in \mathbb{R}.$$

**Exemple 7.** Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de v.a. discrètes telles que  $\mathbb{P}(X_n = 1/n) = 1$ . Alors  $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X$  ou  $X$  est la v.a. identiquement nulle  $\mathbb{P}(X = 0) = 1$ . On voit bien que  $F_{X_n}(0) = 0$  pour tout  $n$  mais que  $F_X(0) = 1$ . Donc en générale on ne pourrait pas avoir convergence de  $F_{X_n}(t)$  vers  $F_X(t)$  dans tous les points  $t \in \mathbb{R}$ .

**Exemple 8.** Reprenons l'exemple 5 de convergence vers la loi uniforme dans  $[0, 1]$ . Montrons que  $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X$  en utilisant le critère (iii) du théorème 6. Soit  $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  une fonction continue et bornée

$$\mathbb{E}[f(X_n)] = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n f(k/n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \int_0^1 f(x) dx = \int_{\mathbb{R}} f(x) \mathbb{I}_{0 < x < 1} dx = \mathbb{E}[f(X)].$$

## Convergence en probabilité

**Définition 9.** Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de v.a. à valeurs dans  $\mathbb{R}^d$  et  $X$  une v.a. dans  $\mathbb{R}^d$  telles que  $(X_n)_{n \geq 1}$  et  $X$  soient définies sur le même espace de probabilité  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ . On dit que  $(X_n)_{n \geq 1}$  converge en probabilité vers  $X$  et on note  $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$  si pour tout  $\varepsilon > 0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(\|X_n - X\| > \varepsilon) = 0.$$

**Exemple 10.** Soit  $U \sim \mathcal{U}([0, 1])$ . On définit  $X_n = \mathbb{I}_{U \in [0, 1/n]}$ . Montrons que  $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} 0$ . Soit  $\varepsilon > 0$  on doit prouver que  $\mathbb{P}(|X_n - 0| > \varepsilon) \rightarrow 0$ . Mais

$$\mathbb{P}(|X_n| > \varepsilon) = \mathbb{P}(X_n > \varepsilon) = \mathbb{P}(\mathbb{I}_{U < 1/n} > \varepsilon) = \mathbb{P}(U < 1/n) = 1/n \rightarrow 0$$

pour  $n \rightarrow \infty$ .

### Loi faible des grandes nombres

**Définition 11.** Soit  $(X_1, \dots, X_n)$  un vecteur aléatoire. On définit la moyenne empirique des  $(X_i)_{1 \leq i \leq n}$  par  $\bar{X}_n = n^{-1} \sum_{i=1}^n X_i$ .

**Exemple 12.** Soient les  $X_i$  des v.a. iid de loi  $\mathcal{N}(0, 1)$  alors  $\bar{X}_n \sim \mathcal{N}(0, 1/n)$ . Donc pour tout  $\varepsilon > 0$

$$\mathbb{P}(|\bar{X}_n| > \varepsilon) = \mathbb{P}(|Z| > \sqrt{n}\varepsilon) = \mathbb{P}(Z > \sqrt{n}\varepsilon) + \mathbb{P}(Z < -\sqrt{n}\varepsilon) = 2\mathbb{P}(Z < -\sqrt{n}\varepsilon) = 2F_Z(-\sqrt{n}\varepsilon)$$

où  $Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$ . Cette quantité est strictement décroissante en  $n$  donc converge vers 0 quand  $n \rightarrow \infty$ . Etant donné que  $\varepsilon > 0$  est arbitraire cela implique que  $\bar{X}_n \xrightarrow{\mathbb{P}} 0$ .

**Théorème 13.** Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite iid tel que  $\text{Var}(X_i) = \sigma^2 < +\infty$  et  $\mu = \mathbb{E}[X_i]$ . On définit  $\bar{X}_n = n^{-1} \sum_{i=1}^n X_i$  la moyenne empirique des  $X_j$ . Alors  $\bar{X}_n \xrightarrow{\mathbb{P}} \mu$ .

**Démonstration.** On a que

$$\text{Var}(\bar{X}_n) = \frac{1}{n^2} \text{Var}(X_1 + \dots + X_n) = \frac{1}{n^2} [\text{Var}(X_1) + \dots + \text{Var}(X_n)] = \frac{\text{Var}(X_1)}{n}.$$

Pour tout  $\varepsilon > 0$ , par l'inégalité de Tchebychev

$$\mathbb{P}(|\bar{X}_n - \mu| > \varepsilon) \leq \frac{\text{Var}(\bar{X}_n)}{\varepsilon^2} = \frac{\text{Var}(X_1)}{n\varepsilon^2} \rightarrow 0$$

pour  $n \rightarrow \infty$ . Donc  $\bar{X}_n \xrightarrow{\mathbb{P}} \mu$ . □

**Exemple 14.** Soient les  $X_i$  des v.a. iid de loi  $\mathcal{G}(\alpha, \beta)$ ,  $\alpha > 0$ ,  $\beta > 0$ .  $\mathbb{E}[X_i] = \alpha/\beta$  et  $\text{Var}(X_i) = \alpha/\beta^2$ . Alors  $X_1 + \dots + X_n \sim \mathcal{G}(n\alpha, \beta)$  et  $\bar{X}_n \sim \mathcal{G}(n\alpha, n\beta)$  et  $\bar{X}_n \xrightarrow{\mathbb{P}} \alpha/\beta$ .

### Convergence presque sûre

**Définition 15.** Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de v.a. à valeurs dans  $\mathbb{R}^d$  et soit  $X$  une v.a. à valeurs dans  $\mathbb{R}^d$ , telles que  $X_n$  et  $X$  sont définies sur le même espace de probabilité  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ . On dit que  $(X_n)_{n \geq 1}$  converge presque sûrement (ou fortement) vers  $X$  et on note  $X_n \xrightarrow{p.s.} X$  si  $\mathbb{P}(\lim_n X_n = X) = 1$ . Autrement dit si l'événement  $A = \{\omega \in \Omega : \lim_n X_n(\omega) = X(\omega)\}$  est tel que  $\mathbb{P}(A) = 1$ .

**Exemple 16.** Soit  $X_n \sim \mathcal{B}\text{in}(n, p)$ . Montrons que  $X_n/n^2$  converge presque sûrement vers 0. En effet l'ensemble  $A = \{0 \leq |X_n| \leq n \text{ pour tout } n\}$  est tel que  $\mathbb{P}(A) = 1$ . Donc pour  $\omega \in A$  on a que  $0 \leq |X_n(\omega)/n^2| \leq 1/n$  ce qu'implique que  $\lim_n X_n(\omega)/n^2 = 0$  pour tout  $\omega \in A$  et donc que

$$\mathbb{P}(\lim_n X_n/n^2 = 0) \geq \mathbb{P}(A) = 1$$

qui montre la convergence presque sûre.

**Théorème 17.** (Loi forte des grandes nombres) Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite iid telle que les  $X_i$  soient intégrables (c-à-d  $\mathbb{E}[|X_i|] < \infty$ ). Alors

$$\bar{X}_n \xrightarrow{p.s.} \mathbb{E}[X_1].$$

**Exemple 18.** Soient  $X_1, X_2, \dots$  des v.a. iid  $\mathcal{E}(\lambda)$  ( $\lambda > 0$ ).  $X_1$  est intégrable ( $\mathbb{E}[|X_1|] = 1/\lambda$ ). Alors

$$\bar{X}_n \xrightarrow{p.s.} 1/\lambda.$$

### Convergence dans $L^r$ (convergence en moyenne d'ordre $r$ )

**Définition 19.** Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de v.a. à valeurs dans  $\mathbb{R}^d$  et  $X$  une v.a. à valeurs dans  $\mathbb{R}^d$ . On suppose que  $\mathbb{E}(\|X_n\|^r) < +\infty$  pour tout  $n \geq 1$  et que  $\mathbb{E}(\|X\|^r) < +\infty$ . On dit que  $(X_n)_{n \geq 1}$  converge vers  $X$  dans  $L^r$  (ou en moyenne d'ordre  $r$ ), et on note  $X_n \xrightarrow{L^r} X$  (ou  $X_n \xrightarrow{r} X$ ) si

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[\|X_n - X\|^r] = 0.$$

En particulier: si  $d = 1$ ,  $(X_n)_{n \geq 1}$  et  $X$  sont des v.a. réelles alors  $X_n \xrightarrow{L^r} X$  si  $\mathbb{E}[|X|^r] < \infty$ ,  $\mathbb{E}[|X_n|^r] < \infty$  et  $\mathbb{E}[|X_n - X|^r] \rightarrow 0$ .

**Exemple 20.** Soit  $r > 0$ . Soit  $U \sim \mathcal{U}([0, 1])$ . On considère  $(X_n)_{n \geq 1}$  telle que

$$X_n = n \mathbb{I}_{[0, 1/n]}(U)$$

Quelle est la condition sur  $r$  pour que  $X_n \xrightarrow{L^r} 0$  ?

$$\mathbb{E}[|X_n - 0|^r] = \mathbb{E}[|X_n|^r] = \mathbb{E}[X_n^r] = \mathbb{E}[n^r \mathbb{I}_{[0, 1/n]}(U)] = n^r \mathbb{P}(U \leq 1/n) = n^r/n$$

et  $n^{r-1}$  converge vers 0 ssi  $r < 1$ .

Quelques propriétés de la convergence  $L^r$ .

**Proposition 21.** Soit  $r > 0$  et  $0 < s < r$ . Alors  $X_n \xrightarrow{r} X \implies X_n \xrightarrow{s} X$ .

**Démonstration.** Par l'inégalité de Holder on a  $\mathbb{E}[|X_n - X|^s] \leq (\mathbb{E}[|X_n - X|^r])^{s/r}$ . Donc si  $X_n \xrightarrow{r} X$  alors  $\mathbb{E}[|X_n - X|^r] \rightarrow 0$  et  $\mathbb{E}[|X_n - X|^s] \rightarrow 0$ .  $\square$

**Proposition 22.** Si  $X_n \xrightarrow{1} X$  alors  $\mathbb{E}[X_n] \rightarrow \mathbb{E}[X]$ .

**Démonstration.** Par hypothèse on a que  $\mathbb{E}[|X_n|] < \infty$ ,  $\mathbb{E}[|X|] < \infty$  et  $\mathbb{E}[|X_n - X|] \rightarrow 0$ . Donc

$$|\mathbb{E}[X] - \mathbb{E}[X_n]| = |\mathbb{E}[X - X_n]| \leq \mathbb{E}[|X - X_n|] \rightarrow 0.$$

car  $-|X_n - X| \leq X_n - X \leq |X_n - X|$ .  $\square$

**Proposition 23.**  $X_n \xrightarrow{2} a \in \mathbb{R}$  (on dit que  $X_n$  converge à la constante  $a$  en moyenne quadratique) ssi  $\mathbb{E}[X_n] \rightarrow a$  et  $\text{Var}(X_n) \rightarrow 0$ .

**Démonstration.** Si  $X_n \xrightarrow{2} a \in \mathbb{R}$  alors  $\mathbb{E}[|X_n - a|^2] \rightarrow 0$ . Soit  $\mu_n = \mathbb{E}[X_n]$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[|X_n - a|^2] &= \mathbb{E}[|X_n - \mu_n + \mu_n - a|^2] = \mathbb{E}[(X_n - \mu_n)^2] + 2\mathbb{E}[(X_n - \mu_n)](\mu_n - a) + (\mu_n - a)^2 \\ &= \text{Var}(X_n) + (\mu_n - a)^2 \end{aligned}$$

et donc  $\text{Var}(X_n) + (\mu_n - a)^2 \rightarrow 0$  ce qui entraîne que  $\text{Var}(X_n) \rightarrow 0$  et que  $\mu_n \rightarrow a$ . Réciproquement si  $\text{Var}(X_n) \rightarrow 0$  et  $\mu_n \rightarrow a$  alors  $\mathbb{E}[|X_n - a|^2] = \text{Var}(X_n) + (\mu_n - a)^2 \rightarrow 0$ .  $\square$

**Théorème 24.** (de Slutsky) Soient  $(X_n)_{n \geq 1}$ ,  $(A_n)_{n \geq 1}$  et  $(B_n)_{n \geq 1}$  trois suites de v.a.. Soient  $X$  une v.a. et  $a, b \in \mathbb{R}$ . Si  $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X$ ,  $A_n \xrightarrow{\mathbb{P}} a$  et  $B_n \xrightarrow{\mathbb{P}} b$  alors

$$A_n X_n + B_n \xrightarrow{\mathcal{L}} aX + b$$

**Théorème 25.** (de continuité) Soit  $g: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}^k$  telle que  $g$  est continue

- i.  $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X \implies g(X_n) \xrightarrow{\mathcal{L}} g(X)$
- ii.  $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X \implies g(X_n) \xrightarrow{\mathbb{P}} g(X)$
- iii.  $X_n \xrightarrow{p.s.} X \implies g(X_n) \xrightarrow{p.s.} g(X)$

## Liens entre les modes de convergence

**Proposition 26.**

- i. La convergence presque sûre entraîne la convergence en probabilité:

$$X_n \xrightarrow{p.s.} X \implies X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$$

- ii. La convergence en probabilité entraîne la convergence en loi

$$X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X \implies X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X$$

- iii.  $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X \iff X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$  si  $X = c \in \mathbb{R}$

- iv. La convergence dans  $L^r$  entraîne la convergence en probabilité

$$X_n \xrightarrow{r} X \implies X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X.$$

**Exemple 27.**  $X_n \sim \text{Bin}(n, p)$

$$\frac{X_n}{n} \xrightarrow{p.s.} 0 \implies \frac{X_n}{n} \xrightarrow{\mathbb{P}} 0 \iff \frac{X_n}{n} \xrightarrow{\mathcal{L}} 0$$

**Le théorème central limite (TCL)**

**Théorème 28.** Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite iid tel que  $\text{Var}(X_i) = \sigma^2 < \infty$ . Soit  $\mu = \mathbb{E}[X_1]$ . Alors

$$\sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma} \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

**Exemple 29.** Soient  $X_1, X_2, \dots$  des v.a. iid  $\sim \mathcal{E}(\lambda)$ .  $\text{Var}(X_1) = 1/\lambda^2$  et  $\mu = \mathbb{E}[X_1] = 1/\lambda$ . Par le TCL on a

$$\sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - 1/\lambda}{1/\lambda} \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1) \quad \text{ou} \quad \sqrt{n}(\bar{X}_n - 1/\lambda) \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1/\lambda^2).$$

**Théorème 30.** Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite iid à valeurs dans  $\mathbb{R}^d$  tels que la matrice de covariance  $\Sigma$  de  $X_1$  est finie (c-à-d si  $\Sigma_{ii} < \infty$  pour  $i = 1, \dots, d$ ) alors

$$\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1]) \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}_d(0, \Sigma).$$

**Théorème 31.** (La  $\delta$ -méthode, cas unidimensionnel) Soit  $(Y_n)_{n \geq 1}$  une suite de v.a. réelles. On suppose que  $\sqrt{n}(Y_n - \mu) \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ . Si  $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  est une fonction continûment dérivable au point  $\mu$  (c-à-d  $g$  est  $C^1$  dans un voisinage du point  $\mu$ ) alors

$$\sqrt{n}(g(Y_n) - g(\mu)) \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, (g'(\mu))^2 \sigma^2).$$

**Exemple 32.** Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite iid  $\sim \mathcal{E}(\lambda)$ . Soit  $Y_n = \bar{X}_n$ . Par le TCL on a que  $\sqrt{n}(\bar{X}_n - 1/\lambda) \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1/\lambda^2)$ . Soit  $g(x) = 1/x$ .  $g'(x) = -1/x^2$  et  $g'(1/\lambda) = -\lambda^2$ . Donc  $(g'(1/\lambda))^2 = \lambda^4$  et  $g$  est continûment dérivable au point  $1/\lambda$ . Par la  $\delta$ -méthode on a que

$$\sqrt{n} \left( \frac{1}{\bar{X}_n} - \lambda \right) \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \lambda^2)$$

**Exemple 33.** (Normalisation de la variance) Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite iid  $\sim \text{Bernoulli}(p)$  (avec  $p \in ]0, 1[$ ),  $\sigma^2 = \text{Var}(X_1) = p(1-p)$ . Par le TCL  $\sqrt{n}(\bar{X}_n - p) \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, p(1-p))$ . Peut on trouver une application  $g: ]0, 1[ \rightarrow \mathbb{R}$  (qui ne dépend pas de  $p$ ) telle que  $\sqrt{n}(g(\bar{X}_n) - g(p)) \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$ ?

Supposons que une telle application existe et qu'elle soit continûment dérivable au point  $p$ . Par la  $\delta$ -méthode on doit avoir que  $g'(p)^2 p(1-p) = 1 \implies g'(p)^2 = 1/(p(1-p))$  pour tout  $p \in ]0, 1[$ . Une solution possible est

$$g'(p) = \frac{1}{\sqrt{p(1-p)}} \implies g(p) = 2 \arcsin(\sqrt{p})$$

donc on a que

$$2\sqrt{n}(\arcsin(\sqrt{\bar{X}_n}) - \arcsin(\sqrt{p})) \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1).$$