

# Théorème de Weierstrass

Référence : [QZ06] p.518-519.

**Théorème 0.1** Soit  $f : [0, 1] \rightarrow \mathbb{C}$  une fonction continue. Soit  $\omega$  son module de continuité uniforme, ie :

$$\omega(h) = \sup\{|f(u) - f(v)|; |u - v| \leq h\}$$

Pour  $n \geq 1$ , on considère le polynôme :

$$B_n(f, x) = B_n(x) = \sum_{k=0}^n C_n^k x^k (1-x)^{n-k} f\left(\frac{k}{n}\right)$$

le  $n$ -ième polynôme de Bernstein de  $f$ . Alors :

1.  $B_n$  converge vers  $f$  uniformément sur  $[0, 1]$ ;
2. Plus précisément, on a :

$$\|f - B_n\|_\infty \leq C\omega\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)$$

où  $C$  est une constante numérique;

3. L'estimation (2) est optimale, ie il existe une fonction lipschitzienne  $f$  pour laquelle :

$$\|f - B_n\| \geq \frac{\delta}{\sqrt{n}}$$

où  $\delta$  est une constante numérique.

## Démonstration

### Première assertion

$\rightsquigarrow$  Soit  $x \in [0, 1]$ . Soit  $X$  une loi de Bernoulli de paramètre  $x$ , ie  $X \sim \mathcal{B}(1, x)$ . Soient  $X_1, \dots, X_n$  un échantillon de  $X$ . Soit  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ .

On remarque tout d'abord que :

$$\mathbb{E}\left(f\left(\frac{S_n}{n}\right)\right) = \sum_{k=0}^n C_n^k x^k (1-x)^{n-k} f\left(\frac{k}{n}\right) = B_n(x)$$

car  $S_n$  suit une loi binomiale de paramètres  $n$  et  $x$ , ie  $S_n \sim \mathcal{B}(n, x)$ , car elle est la somme de  $n$  variables de Bernoulli de paramètre  $x$ .

Or d'après la loi faible des grands nombres, on sait que  $\frac{S_n}{n}$  converge en probabilités vers  $\mathbb{E}(X) = x$ , donc :

$$\mathbb{E}(f(x)) = f(x) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{E}\left(f\left(\frac{S_n}{n}\right)\right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} B_n(x)$$

$\rightsquigarrow$  Nous allons maintenant préciser cette convergence.

Fixons  $\delta \in ]0, 1[$  et désignons par  $\|\cdot\|_\infty$  la norme sup sur  $[0, 1]$ . On a :

$$f(x) - B_n(x) = \mathbb{E}\left(f(x) - f\left(\frac{S_n}{n}\right)\right)$$

D'où :

$$|f(x) - B_n(x)| \leq \mathbb{E}\left(\left|f(x) - f\left(\frac{S_n}{n}\right)\right|\right) \leq \mathbb{E}\left(\omega\left(\left|x - \frac{S_n}{n}\right|\right)\right)$$

par définition du module de continuité  $\omega$ .

De plus, d'après une propriété des modules de continuité, on sait que si  $h, \lambda h \in [0, 1]$ , on a :

$$\omega(\lambda h) \leq (1 + \lambda)\omega(h)$$

En particulier, cela nous donne :

$$\begin{aligned} \omega\left(\left|x - \frac{S_n}{n}\right|\right) &= \omega\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\left|\sqrt{n}x - \frac{S_n}{\sqrt{n}}\right|\right) \\ &\leq \left(\sqrt{n}\left|x - \frac{S_n}{n}\right| + 1\right)\omega\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right) \end{aligned}$$

car comme  $n \geq 1$ , alors  $\frac{1}{\sqrt{n}} \in [0, 1]$  et comme  $x \in [0, 1]$  et  $S_n \in [0, n]$ , alors  $\frac{S_n}{n} \in [0, 1]$  et donc

$$\left|x - \frac{S_n}{n}\right| \in [0, 1].$$

Il en résulte que :

$$\begin{aligned} |f(x) - B_n(x)| &\leq \mathbb{E}\left(\omega\left(\left|x - \frac{S_n}{n}\right|\right)\right) \\ &\leq \omega\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)\mathbb{E}\left(\sqrt{n}\left(\left|x - \frac{S_n}{n}\right| + 1\right)\right) \\ &\leq \omega\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)\left(1 + \sqrt{n}\left\|x - \frac{S_n}{n}\right\|_1\right) \quad \text{par définition de la norme } \|\cdot\|_1; \\ &\leq \omega\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)\left(1 + \sqrt{n}\left\|x - \frac{S_n}{n}\right\|_2\right) \quad \text{par définition de } \|\cdot\|_2 \text{ et l'inégalité de Cauchy-Schwarz;} \\ &= \omega\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)(1 + \sqrt{n}) \\ &= \omega\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)\left(1 + \sqrt{n}\sqrt{\frac{x(1-x)}{n}}\right) \\ &\leq \frac{3}{2}\omega\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right) \end{aligned}$$

car :

$$\begin{aligned} \left\|x - \frac{S_n}{n}\right\|_2 &= \left(\mathbb{E}\left(\left|x - \frac{S_n}{n}\right|^2\right)\right)^{\frac{1}{2}} \\ &= \left(\sum_{k=0}^n C_n^k x^k (1-x)^{n-k} \left|x - \frac{k}{n}\right|^2\right)^{\frac{1}{2}} \\ &= \left(\sum_{k=0}^n C_n^k x^k (1-x)^{n-k} \left(x^2 + \frac{k^2}{n^2} - 2x\frac{k}{n}\right)\right)^{\frac{1}{2}} \\ &= \left(x^2 \sum_{k=0}^n C_n^k x^k (1-x)^{n-k} + \frac{1}{n^2} \sum_{k=0}^n C_n^k x^k (1-x)^{n-k} k^2 - \frac{2x}{n} \sum_{k=0}^n C_n^k x^k (1-x)^{n-k} k\right)^{\frac{1}{2}} \\ &= \left(x^2(x + (1-x)) + \frac{1}{n^2}\mathbb{E}(S_n^2) - \frac{2x}{n}\mathbb{E}(S_n)\right)^{\frac{1}{2}} \end{aligned}$$

Effectuons quelques calculs intermédiaires :

$$\mathbb{E}(S_n) = \mathbb{E}\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}(X_i) = \sum_{i=1}^n x = nx$$

$$Var(S_n) = Var\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n Var(X_i) = \sum_{i=1}^n x(1-x) = nx(1-x)$$

$$\mathbb{E}(S_n^2) = \text{Var}(S_n) + \mathbb{E}(S_n)^2 = nx(1-x) + n^2x^2$$

Ainsi, on trouve :

$$\left\| x - \frac{S_n}{n} \right\|_2 = \left( x^2 + \frac{x(1-x)}{n} + x^2 - 2x^2 \right)^{\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{x(1-x)}{n}}$$

De plus, comme  $x \in [0, 1]$ , alors  $x(1-x) \leq \frac{1}{4}$  d'où  $1 + \sqrt{x(1-x)} \leq 1 + \frac{1}{2} = \frac{3}{2}$ .

Par conséquent :

$$\|f - B_n\|_\infty \leq \frac{3}{2} \omega\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)$$

D'où l'assertion (1) avec  $C = \frac{3}{2}$ .

### Deuxième assertion

Considérons la fonction  $f(x) = \left| x - \frac{1}{2} \right|$ , alors on observe que :

$$|f(u) - f(v)| = \left| \left| u - \frac{1}{2} \right| - \left| v - \frac{1}{2} \right| \right| \leq |u - v| \quad \text{d'après l'inégalité de Minkowski ;}$$

donc par définition de  $\omega$ , on a  $\omega(h) \leq h$ .

On a également :

$$\begin{aligned} \|f - B_n\|_\infty &\geq \left| f\left(\frac{1}{2}\right) - B_n\left(\frac{1}{2}\right) \right| \quad \text{par définition de } \|\cdot\|_\infty ; \\ &= \left| B_n\left(\frac{1}{2}\right) \right| \quad \text{par définition de } f ; \\ &= \mathbb{E} \left| \frac{S_n}{n} - \frac{1}{2} \right| \quad \text{par définition de } B_n ; \\ &= \frac{1}{2n} \mathbb{E} |2S_n - n| \\ &= \frac{1}{2n} \mathbb{E} |\epsilon_1 + \dots + \epsilon_n| \end{aligned}$$

où  $S_n = \delta_1 + \dots + \delta_n$  avec les  $(\delta_j)$  une suite de variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées selon une variable de Bernoulli de paramètre  $\frac{1}{2}$  et  $(\epsilon_j)_j$  avec  $\epsilon_j = 2\delta_j - 1$  étant donc une suite de variables indépendantes et identiquement distribuées selon une variable de Rademacher. Ainsi d'après l'inégalité de Kintchine, on obtient :

$$\|f - B_n\|_\infty \geq \frac{1}{2n} \|\epsilon_1 + \dots + \epsilon_n\|_1 \geq \frac{1}{2n\sqrt{e}} \|\epsilon_1 + \dots + \epsilon_n\|_2 = \frac{1}{2\sqrt{e}\sqrt{n}} \geq \frac{1}{2\sqrt{e}} \omega\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)$$

car :

$$\|\epsilon_1 + \dots + \epsilon_n\|_2 = \mathbb{E}(|\epsilon_1 + \dots + \epsilon_n|^2)^{\frac{1}{2}} = \left( \sum_{i=1}^n \mathbb{E}(\epsilon_i^2) \right)^{\frac{1}{2}} = \sqrt{n}$$

car  $\mathbb{E}(\epsilon_i) = 0$ .

On ne peut donc pas améliorer la vitesse de convergence en  $\omega\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)$  de  $B_n(f)$  vers  $f$ .

### Lemmes utilisés

**Définition 0.1 ( Échantillon )** *Un échantillon d'une variable aléatoire  $X$  est une suite  $(X_n)_{n \geq 1}$  de variables aléatoires indépendantes de même loi que  $X$  (on dit aussi que les  $X_n$  sont i.i.d.).*

**Définition 0.2 (Rademacher)** *Soit  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  un espace de probabilité. Soit  $X$  une variable aléatoire. On dit que  $X$  est une variable de Rademacher si elle vaut  $+1$  et  $-1$  avec une probabilité de  $\frac{1}{2}$ , ie  $X \sim \frac{1}{2}\delta_1 + \frac{1}{2}\delta_{-1}$ .*

**Proposition 0.2 (Inégalité de Kintchine)** Soit  $(\Omega, \mathbb{A}, \mathbb{P})$  un espace de probabilité. Soient  $r_1, \dots, r_n$   $n$  variables aléatoires indépendantes sur  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  de Rademacher. Soit  $F_n$  un  $\mathbb{R}$ -espace vectoriel de dimension  $n$  engendré par  $r_1, \dots, r_n$ . On définit deux normes sur  $F_n$  :

$$\|f\|_1 = \mathbb{E}(|f|) = \int_{\Omega} |f(\omega)| d\mathbb{P}(\omega)$$

$$\|f\|_2 = \mathbb{E}(|f|^2)^{\frac{1}{2}} = \left( \int_{\Omega} |f(\omega)|^2 d\mathbb{P}(\omega) \right)^{\frac{1}{2}}$$

Alors :

$$\|f\|_1 \leq \|f\|_2 \leq \sqrt{e} \|f\|_1$$

**Démonstration**  $\rightsquigarrow$  L'inégalité de gauche est évidente, elle découle de l'inégalité de Cauchy-Schwarz et elle est même optimale (prendre  $f = r_1$ ).

$\rightsquigarrow$  Pour l'inégalité de droite, posons :

$$f = \sum_{i=1}^n a_i r_i \in F_n$$

Par homogénéité, on peut supposer que  $\|f\|_2 = 1$ , ie  $\sum_{i=1}^n a_i^2 = 1$  (car  $r_1, \dots, r_n$  forment un système orthonormé de  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  car  $|r_j| = 1$  et  $\mathbb{E}(r_i r_j) = \mathbb{E}(r_i) \mathbb{E}(r_j) = 0$  si  $i \neq j$ ).

On va maintenant minorer  $\|f\|_1$  par dualité, ie on cherche  $g \in L^\infty$ , car ainsi on pourra écrire :

$$|\mathbb{E}(fg)| \leq \|f\|_1 \|g\|_\infty$$

donc si  $g \neq 0$ , on aura :

$$\|f\|_1 \geq \frac{|\mathbb{E}(fg)|}{\|g\|_\infty}$$

Considérons :

$$g = \prod_{j=1}^n (1 + ia_j r_j)$$

Pour presque tout  $\omega$ , on a :

$$\begin{aligned} |g(\omega)| &= \prod_{j=1}^n \sqrt{1 + a_j^2 r_j^2(\omega)} \\ &= \prod_{j=1}^n \sqrt{1 + a_j^2} \quad \text{car } r_j(\omega) \text{ vaut } \pm 1; \\ &\leq \prod_{j=1}^n \sqrt{\exp(a_j^2)} \quad \text{car } 1 + a \leq e^a; \\ &= \exp\left(\frac{1}{2} \sum_{j=1}^n a_j^2\right) = \sqrt{e} \end{aligned}$$

Donc  $\|g\|_\infty \leq \sqrt{e}$ .

D'autre part, si  $j \in \{1, \dots, n\}$ , l'indépendance des  $r_j$  entraîne :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(r_j g) &= \mathbb{E}(r_j (1 + ia_j r_j) \prod_{k \neq j} (1 + ia_k r_k)) \\ &= \mathbb{E}(r_j (1 + ia_j r_j)) \mathbb{E}\left(\prod_{k \neq j} (1 + ia_k r_k)\right) \\ &= \mathbb{E}(r_j + ia_j r_j^2) \prod_{k \neq j} \mathbb{E}(1 + ia_k r_k) \\ &= ia_j \prod_{k \neq j} 1 \quad \text{car } \mathbb{E}(r_j) = 0; \\ &= ia_j \end{aligned}$$

Donc puisque l'espérance est linéaire, on a :

$$|\mathbb{E}(fg)| = \left| \sum_{j=1}^n a_j \mathbb{E}(r_j g) \right| = \left| i \sum_{j=1}^n a_j^2 \right| = 1$$

Ainsi :

$$\|f\|_1 \geq \frac{1}{\sqrt{e}}$$

D'où le résultat.

**Définition 0.3 (Module de continuité)** *Un module de continuité est une application non nulle  $\phi : \mathbb{R}_+ \rightarrow \mathbb{R}_+$  telle que :*

1.  $\phi(0) = 0$  ;
2.  $\phi$  est continue et croissante ;
3.  $\phi$  est sous-additive, ie  $\forall t_1, t_2 \in \mathbb{R}_+ :$

$$\phi(t_1 + t_2) \leq \phi(t_1) + \phi(t_2)$$

**Proposition 0.3** *Soit  $\phi$  un module de continuité. Alors :*

1.  $\forall r \in \mathbb{N}$  et  $\forall t \in \mathbb{R}_+, \phi(rt) \leq r\phi(t)$  ;
2.  $\forall \lambda \in \mathbb{R}_+$  et  $\forall t \in \mathbb{R}_+, \phi(\lambda t) \leq (\lambda + 1)\phi(t)$ .

**Démonstration**  $\rightsquigarrow$  (1) Par récurrence sur  $r \in \mathbb{N}$  et en utilisant la sous-additivité, on obtient le résultat, en effet :

- Si  $r = 0$ , alors on a bien  $\phi(0t) = 0 \leq 0\phi(t)$  pour tout  $t \in \mathbb{R}_+$  ;
- Supposons que la relation soit vraie au rang  $r$ . On a :

$$\phi((r+1)t) = \phi(rt + t) \leq \phi(rt) + \phi(t) \leq r\phi(t) + \phi(t) = (r+1)\phi(t)$$

D'où le résultat.

$\rightsquigarrow$  (2) Soit  $q$  l'entier positif tel que  $q \leq \lambda < q+1$ . La croissance de  $\phi$  et l'assertion (1) nous donne :

$$\phi(\lambda t) \leq \phi((q+1)t) \leq (q+1)\phi(t) \leq (\lambda+1)\phi(t)$$

**Théorème 0.4 (Loi faible des grands nombres)** *Soit  $X \in L^2$ . Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  un échantillon de  $X$ . Soit  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ . Alors pour tout  $t > 0$  :*

$$\mathbb{P} \left( \left| \frac{S_n}{n} - \mathbb{E}(X) \right| > t \right) \leq \frac{\text{Var}(X)}{nt^2}$$

En particulier  $\frac{S_n}{n}$  converge en probabilité vers la constante  $\mathbb{E}(X)$ .

**Démonstration** D'après l'inégalité de Tchebychev, on a :

$$\mathbb{P} \left( \left| \frac{S_n}{n} - \mathbb{E}(X) \right| > t \right) = \mathbb{P} \left( \left| \frac{S_n}{n} - \mathbb{E} \left( \frac{S_n}{n} \right) \right| > t \right) \leq \frac{1}{t^2} \text{Var} \left( \frac{S_n}{n} \right) = \frac{1}{n^2 t^2} \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) = \frac{\text{Var}(X)}{nt^2}$$

**Remarque :** Pour une variable aléatoire  $X$  de Bernoulli de paramètre  $p$ , on a :  $\mathbb{E}(X) = p$  et  $\text{Var}(X) = p(1-p)$ .

**Proposition 0.5 (Inégalité de Tchebychev)** *Soit  $X \in L^2$ , alors pour tout  $t > 0$  :*

$$\mathbb{P}(|X - \mathbb{E}(X)| \geq t) \leq \frac{\text{Var}(X)}{t^2}$$

**Démonstration** On utilise l'inégalité de Markov :

$$\mathbb{P}(|X - \mathbb{E}(X)| \geq t) = \mathbb{P}((X - \mathbb{E}(X))^2 \geq t^2) \leq \frac{1}{t^2} \mathbb{E}((X - \mathbb{E}(X))^2) = \frac{\text{Var}(X)}{t^2}$$

**Proposition 0.6 (Inégalité de Markov)** *Soit  $X \in L^1$ . Alors pour tout  $t > 0$  :*

$$\mathbb{P}(|X| \geq t) \leq \frac{\mathbb{E}(X)}{t}$$

**Démonstration** On observe que, en notant  $\mathbb{I}$  la fonction indicatrice :

$$\mathbb{I}_{[t,+\infty[}(X) \leq \frac{X}{t} \mathbb{I}_{[t,+\infty[}(X) \leq \frac{X^+}{t} \leq \frac{|X|}{t}$$

puis on intègre par rapport à  $\mathbb{P}$  et on obtient le résultat (car  $X = X^+ - X^-$  et  $|X| = X^+ + X^-$ ).

## Références

[QZ06] Hervé Queffelec and Claude Zuily. *Analyse pour l'agrégation*. Dunod, 2006.