

NOM : VOGIN

Prénom : Lambert

Jury :

~~Algèbre~~ Entourcz l'épreuve → Analyse

Sujet choisi : 262* - Modes de convergence d'une suite de variables aléatoires.

Exemples et applications

(Barbe-Jochoux)

Autre sujet :

Référence : Ouvrage 2 (Booh par bien), pour le TCL : 262 & Nourdin (et caract de $N(0,1)$)

<p><u>Cadre</u> : On se place sur $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$, un espace probabilisé. On considère toujours $(X_n)_n$ et X, une suite de variables aléatoires et une variable aléatoire définies sur $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ et à valeurs dans \mathbb{R}^d, muni d'une norme $\ \cdot\$.</p> <p><u>1) Convergence presque sûre, convergence en probabilités</u></p>	<p>Rem 5 : Si $X_n = (X_n^1, \dots, X_n^d) \forall n \in \mathbb{N}$ et $X = (X^1, \dots, X^d)$, $X_n \xrightarrow{p.s.} X \Leftrightarrow \forall j \in \{1, \dots, d\}, X_n^j \xrightarrow{p.s.} X^j$.</p> <p>Ex 6 : a) Si X_n vérifie $\mathbb{P}(X_n = 1) = \frac{1}{n}, \mathbb{P}(X_n = 0) = 1 - \frac{1}{n} \forall n \in \mathbb{N}$, alors $X_n \xrightarrow{p.s.} 0$.</p> <p>b) Si $X_n = n \mathbb{1}_{[0, \frac{1}{n}[}$ alors $X_n \xrightarrow{p.s.} 0$. (sur $[0, 1], \mathcal{B}_{[0, 1]}, \mathbb{P}_{[0, 1]}$)</p>
<p><u>2) Définitions</u></p> <p>Def 1 : Soit $(A_n) \in \mathcal{G}^{\mathbb{N}}$, $\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n = \bigcap_{k \in \mathbb{N}} \bigcup_{n \geq k} A_n$, $\liminf_{n \rightarrow \infty} A_n = \bigcup_{k \in \mathbb{N}} \bigcap_{n \geq k} A_n$.</p> <p>Def 2 : On dit que $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge presque sûrement vers X si $\exists \epsilon > 0 \forall \eta > 0 \mathbb{P}(C_\eta) = 1$ et $\forall \epsilon > 0, X_n(\omega) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} X(\omega)$ On note $X_n \xrightarrow{p.s.} X$. De manière équivalente, $X_n \xrightarrow{p.s.} X \Leftrightarrow \forall \epsilon > 0, \mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} (\ X_n - X\ > \epsilon)) = 0$ $\Leftrightarrow \forall \epsilon > 0, \mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} (\ X_n - X\ > \epsilon)) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$</p>	<p>Prop 7 : (Borel-Cantelli) Soit $(A_n) \in \mathcal{G}^{\mathbb{N}}$ telle que $\sum_n \mathbb{P}(A_n) < \infty$. Alors $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n) = 0$.</p> <p>Prop 8 : Soit $(\epsilon_n) \in (\mathbb{R}_+)^\mathbb{N}$ telle que $\sum_n \epsilon_n$ converge et $\sum_n \mathbb{P}(\ X_n - X\ > \epsilon_n) < \infty$, alors X_n converge p.s.</p> <p>Prop 9 : Si $a > 0, \sum_{n \in \mathbb{N}} \mathbb{P}(\ X_n - X\ > a) < \infty$ alors $X_n \xrightarrow{p.s.} X$.</p>
<p>Def 3 : On dit que $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge en probabilités vers X si $\forall \epsilon > 0, \mathbb{P}(\ X_n - X\ > \epsilon) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$ i.e. $\forall \epsilon > 0, \forall \eta > 0, \exists N \in \mathbb{N} \forall n \geq N, \mathbb{P}(\ X_n - X\ > \epsilon) \leq \eta$. On note $X_n \xrightarrow{p} X$.</p> <p>Rem 4 : Si $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge p.s. (resp. en probab.), la limite est unique à égalité p.-presque partout près.</p>	<p>C-ex 10 : L'exemple 6.6) contredit la réciproque de la propriété 9.</p> <p>Prop 11 : (Loi du zéro-un de Borel) Soit $(A_n)_{n \in \mathbb{N}} \in \mathcal{G}^{\mathbb{N}}$ telle que les A_n sont indépendants. Alors $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n) = \begin{cases} 0 & \text{si } \sum_n \mathbb{P}(A_n) < \infty \\ 1 & \text{si } \sum_n \mathbb{P}(A_n) = \infty \end{cases}$</p>

Développement n° 1

espace de probabilité de Borel-Cantelli

Prop 12: $X_n \xrightarrow{P} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{D} X$

$X_n \xrightarrow{P} X \Rightarrow \exists \text{ qf. } N \rightarrow \infty \text{ strictement croissante telle que } X \text{ pour } n \geq N$

(X_n) converge vers une probabilité si et seulement si (X_n) est de Cauchy pour la cv en proba, i.e. $\forall \epsilon > 0, \exists N \in \mathbb{N}, \forall n, m \geq N, P(|X_n - X_m| > \epsilon) \leq \epsilon$.

C-ex 13: L'exemple 6. a) ne converge pas p.s. mais converge en proba

Prop 14: Soit $f: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}^k$ continue.

$X_n \xrightarrow{D} X \Rightarrow f(X_n) \xrightarrow{D} f(X)$
 $X_n \xrightarrow{P} X \Rightarrow f(X_n) \xrightarrow{P} f(X)$

3) Lois des grands nombres

Ce note $X_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$. Les résultats de cette partie sont évidents.

Prop 15: (Loi de Cesàro)

Soit $(x_n) \in \mathbb{R}^n$. $x_n \rightarrow x \Leftrightarrow \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n x_k \rightarrow x$

Prop 16: (Loi de Kronecker)

Soit $(a_n) \in \mathbb{R}^n, \sum_{n=1}^{\infty} a_n < \infty$. Soit $(b_n) \in \mathbb{R}^n$ telle que (b_n) croissante, $b_n \rightarrow +\infty$.

Alors $\frac{1}{b_n} \sum_{k=1}^n a_k b_k \rightarrow 0$

Prop 17: (Loi faible des grands nombres)

Si $\forall n \in \mathbb{N}, X_n$ admet un moment d'ordre 2 et $\forall n, m \in \mathbb{N}, \text{Cov}(X_n, X_m) = 0$ et si $\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n E[X_k^2] \rightarrow m, \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n E[X_k] \rightarrow 0$ alors $X_n \xrightarrow{D} m$.

Prop 18: (Loi forte des grands nombres - Khintchine)

Si (X_n) indépendants deux à deux, de même loi et admettant une moyenne:

$$X_n \xrightarrow{P} E[X_1]$$

Prop 19: (Loi forte des grands nombres)

Si (X_n) indépendants et bornés, admettant une moyenne d'ordre 2 si $E[X_k] \rightarrow m$ et $\sum_{k=1}^n \frac{1}{k^2} E[X_k^2] < \infty$ alors $X_n \xrightarrow{P} m$

Rem 20: On a aussi dans ces conditions $X_n \xrightarrow{D} m$, qui on définit plus loin.

Ex 21: Posons (X_n) indépendants, tels que $\forall n \in \mathbb{N}^*$ la loi de X_n est $\frac{1}{2n} \delta_{-n} + (1 - \frac{1}{2n}) \delta_0$.

(X_n) vérifie la loi faible des grands nombres, mais pas la forte.

Prop 22: (Kolmogorov-Khitchine)

Si (X_n) indépendants, de même loi, (i) $\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n^2} < \infty$
 (ii) $X_n \in \mathcal{L}^2(\Omega, \mathcal{F}, P)$.
 Sous ces conditions, $c = E[X_1]$.

4) Application: test de Kolmogorov-Smirnov

On suppose X_n, X v.a. réelles de loi μ , de fonction de répartition F , et (X_n) indépendants.

Def 23: (X_1, \dots, X_n) est appelé échantillon de taille n de X .

$$F_n: \mathbb{R} \times \Omega \rightarrow [0, 1] \text{ par } (x, \omega) \mapsto \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \mathbb{1}_{X_k \leq x}(\omega)$$

est appelée fonction de répartition empirique basée sur l'échantillon (X_1, \dots, X_n) .

Prop 24: (Théorème de Glivenko-Cantelli)

Pour presque tout $\omega \in \Omega$, on a: $(F_n(\cdot, \omega))_{n \in \mathbb{N}}$ converge uniformément vers F sur \mathbb{R} . i.e. $\sup_{x \in \mathbb{R}} |F_n(x, \omega) - F(x)| \xrightarrow{P} 0$.

App 25: (Test de Kolmogorov-Smirnov).

II) Convergence dans \mathcal{L}^p ($p \geq 1$).

1) Équi-intégrabilité

Rem 26: Si X intégrable, $\int_{|X| \leq M} |X| dP \rightarrow 0$ par convergence dominée.

Def 27: $(X_i)_{i \in I}$ est équi-intégrable si $\sup_{i \in I} \int_{|X_i| \leq M} |X_i| dP \rightarrow 0$

Prop 28: Si $\forall i \in I, |X_i| \leq X$ où X positive, intégrable, alors $(X_i)_{i \in I}$ équi-intégrable

Cor 29: Toute famille finie de v.a. intégrables est équi-intégrable

Def 30: $(X_i)_{i \in I}$ est dite équi-continue si $\forall \epsilon > 0, \exists \eta > 0$ tq $P(A) < \eta \Rightarrow \sup_A \int |X_i| dP < \epsilon$

Prop 31: $(X_i)_{i \in I}$ est équi-intégrable si et seulement si $(X_i)_{i \in I}$ est équi-continue

$(X_i)_{i \in I}$ est équi-continue si $\sup_{i \in I} \int_{|X_i| \leq M} |X_i| dP \rightarrow 0$

2) Notion de convergence dans \mathcal{L}^p .

Def 32: Si $X_n, X \in \mathcal{L}^p(\Omega, \mathcal{F}, P)$, on dit que X_n converge vers X dans \mathcal{L}^p si

$$E[|X_n - X|^p] \xrightarrow{p} 0$$

On note $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}^p} X$.

Si $p=1$, on parle de convergence en moyenne
 Si $p=2$, on parle de convergence en variance quadratique

pas spatiale \Rightarrow ne converge pas car ne \mathbb{Q} opérateurs orthogonaux
 $(X_n)_{n \geq 0}$ $X_n \cdot X_{n+1} \rightarrow 0$ de c-orth

III) Convergence en loi

1) Définition et premières propriétés

Def 43: On dit que X_n converge en loi vers X si $\forall \varphi: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ continue, bornée,

$$E[\varphi(X_n)] \xrightarrow{n \rightarrow \infty} E[\varphi(X)]$$

On note $X_n \xrightarrow{loi} X$.

Rem 44: Contrairement aux modes de convergence précédents on n'a plus besoin d'évaluer la mesure exacte probabilité. On y recourt cependant dans cette leçon.

Prop 45: (i) \Rightarrow (ii) \Rightarrow (iii) \Rightarrow (iv) \Rightarrow (v) où:

- (i): $X_n \xrightarrow{loi} X$
- (ii): $\forall \varphi: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$, bornée uniformément continue $E[\varphi(X_n)] \rightarrow E[\varphi(X)]$
- (iii): $\forall \varphi$ bornée de \mathbb{R}^d , $\limsup E[\varphi(X_n)] \leq E[\varphi(X)]$
- (iv): $\forall O$ ouvert de \mathbb{R}^d , $\liminf P(X_n \in O) \geq P(X \in O)$
- (v): $\forall A$ borélienne de \mathbb{R}^d , $P(X_n \in A) \rightarrow P(X \in A)$

Prop 46: Si $d=1$, si \bar{F}_n et \bar{F}_x désignent les fonctions de répartition de X_n et X , $X_n \xrightarrow{loi} X \Leftrightarrow \forall \varepsilon > 0$ il existe n_0 tel que $\forall n \geq n_0, \bar{F}_n(x) - \bar{F}_x(x) < \varepsilon$

Prop 47: Si $X_n \xrightarrow{P} X, X_n \xrightarrow{loi} X$.

C-ex 48: Soit X Bernoulli de paramètre $\frac{1}{2}$. Soit $X_n = X \wedge n$. Soit $Y = 1 - X$. $X_n \xrightarrow{loi} Y$ mais $X_n \not\xrightarrow{P} Y$

Rem 49: Pas unicité de la var. limite.

Prop 50: Si $X_n \xrightarrow{loi} X$, avec X Rpp. constante $= c$, alors $X_n \xrightarrow{P} c$.

2) Théorème central limite

Def 51: $\mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ est la fonction caractéristique de X . $E[e^{i\langle X, \xi \rangle}]$

Prop 52: (Théorème de Lévy, aduis)

$$X_n \xrightarrow{loi} X \Leftrightarrow \forall t \in \mathbb{R}^d, \varphi_{X_n}(t) \rightarrow \varphi_X(t).$$

Prop 53: $(Z_n) \in \mathbb{C}^N, Z_n \rightarrow Z \in \mathbb{C}$, on a: $e^{i\langle Z_n, t \rangle} \rightarrow e^{i\langle Z, t \rangle}$

$$\left(1 + \frac{Z_n}{n}\right)^n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} e^Z$$

Prop 54: Si $X \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$, alors $\varphi_X(t) = e^{-\frac{\sigma^2 t^2}{2}}$.

Prop 55: (Théorème central limite) Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ indépendants, de même loi, dans \mathbb{R}^d .

Alors, si $m = E[X_1], \sigma^2 = \text{Var}[X_1] > 0$,

$$\left(\sum_{k=1}^n X_k\right) - nm \xrightarrow{loi} \mathcal{N}(0, \sigma^2 n).$$

App 56: (Calcul d'intervalle de confiance asymptotique) (X_n) indépendants, v.a. de Bernoulli de paramètre p . On cherche à estimer p .

En notant $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$, on a un paramètre d'erreur, et q tel que $P(N \leq q) = 1 - \frac{\alpha}{2}$, où $N \sim \mathcal{N}(0, 1)$, on a pour n assez grand,

$$P\left(p \in \left[\bar{X}_n - \frac{q}{\sqrt{n}} \sqrt{\bar{X}_n(1-\bar{X}_n)}, \bar{X}_n + \frac{q}{\sqrt{n}} \sqrt{\bar{X}_n(1-\bar{X}_n)}\right]\right) \geq 1 - \alpha.$$

Par exemple, avec $n=1000, q=0,05$, on a $p \in [0,36$ et le rayon de l'intervalle vaut $\approx 0,05$.

Prop 59: $X \sim \mathcal{U}(m, \sigma^2)$. $X = \sigma Y + m$ p. Y $\sim \mathcal{U}(0, 1)$
 on a $\varphi_X(t) = \left(\frac{e^{i\sigma t} - 1}{i\sigma t}\right) e^{im}$

Rem 33: $X \mapsto E[X^p]^{\frac{1}{p}}$ est une seminorme sur \mathbb{R}^p . la limite est unique à égalité P-pp près.

Prop 34: Soit $p \geq 1$. $\forall a, b, c \in \mathbb{R}$ la- $\mathcal{H}^p \leq 2^p$ la- \mathcal{H}^1

Prop 35: On suppose $X_n \in \mathbb{R}^p$. (i) \Leftrightarrow (ii) \Leftrightarrow (iii) où:

- (i): $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge dans \mathbb{R}^p
- (ii): $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est de Cauchy dans \mathbb{R}^p
- (iii): $\exists X \in \mathbb{R}^p, X_n \xrightarrow{P} X$.

3) Lien entre la convergence \mathbb{R}^p et les convergences presque sûre et en probabilité

Cor 36: $X_n \xrightarrow{ps} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{P} X$

Cor 37: De toute suite qui converge dans \mathbb{R}^p , on peut extraire une sous-suite qui c.v. p.s.

Prop 38: Si $1 \leq p \leq q, X_n \xrightarrow{\mathbb{R}^q} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{\mathbb{R}^p} X$

Rem 39: La réciproque de la prop 38 n'a pas de sens: une v.a. qui admet une sous-suite d'ordre p n'admet pas nécessairement un moment d'ordre q .

C-ex 40: Avec X_n de loi $\frac{1}{n} \bar{\Gamma}_n + (1 - \frac{1}{n}) \delta_0$, on a $X_n \xrightarrow{P} 0$ et $E[X_n] = 1 \forall n$.

Donc $X_n \xrightarrow{P} 0 \not\xrightarrow{ps} X_n \xrightarrow{\mathbb{R}^p} X$

C-ex 41: L'exemple 6.2) prouve que $X_n \xrightarrow{ps} X \not\xrightarrow{P} X_n \xrightarrow{ps} X$

C-ex 42: L'exemple 6.6) prouve que $X_n \xrightarrow{ps} X \not\xrightarrow{P} X_n \xrightarrow{\mathbb{R}^p} X$

Annexe :

Test de Kolmogorov - Smirnov :

On veut, avec la donnée d'un échantillon de taille n , tester l'hypothèse que X_1, \dots, X_n pour fonction de répartition F , où F est une fonction continue.

On se donne une marge d'erreur α .

$$D_n = \sup_{x \in \mathbb{R}} |F_n(x) - F(x)|$$

$$= \sup_{y \in \mathbb{R}} \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n 1_{F(x_k) \leq y} - y \right|$$

D_n a une loi tabulée.

On cherche, dans la table, la valeur d_α telle que

$$P(D_n \leq d_\alpha) = 1 - \alpha.$$

On accepte l'hypothèse si

$$\forall x \in \mathbb{R}, |F_n(x) - F(x)| \leq d_\alpha$$

ie $F_n(x) - d_\alpha \leq F(x) \leq F_n(x) + d_\alpha$

Exemple :

$\alpha = 0,05$. On donne 15 valeurs :

- 0,1 0,15 0,2 0,25 0,3 0,4 0,45 0,5 0,55
- 0,6 0,65 0,7 0,8 0,85 0,9

L'hypothèse est $X \sim \text{Unif}[0,1]$

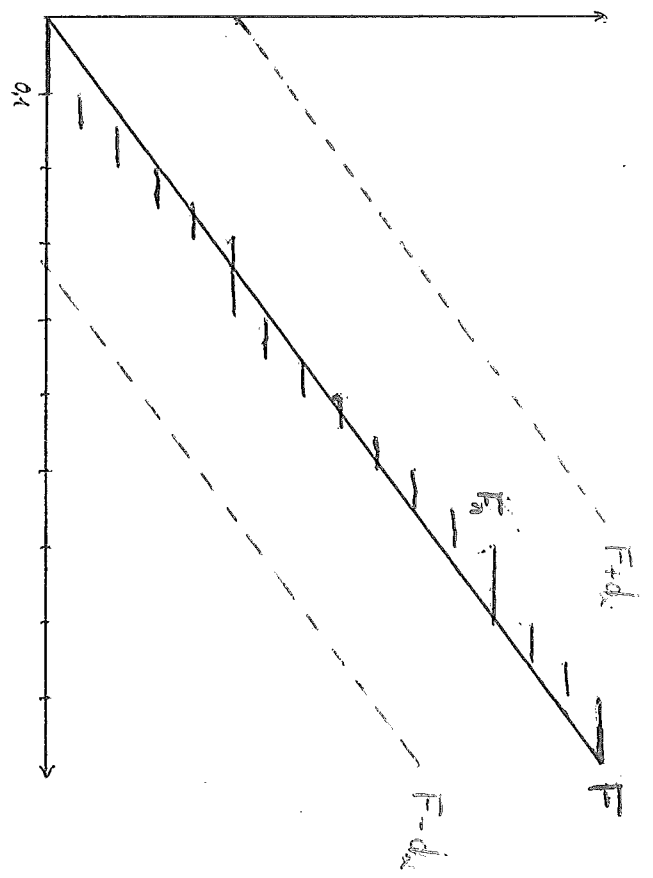
$$d_{0,05} = 0,34$$

Dirigeables imités en proba

Markov \rightarrow $P=2$ proba

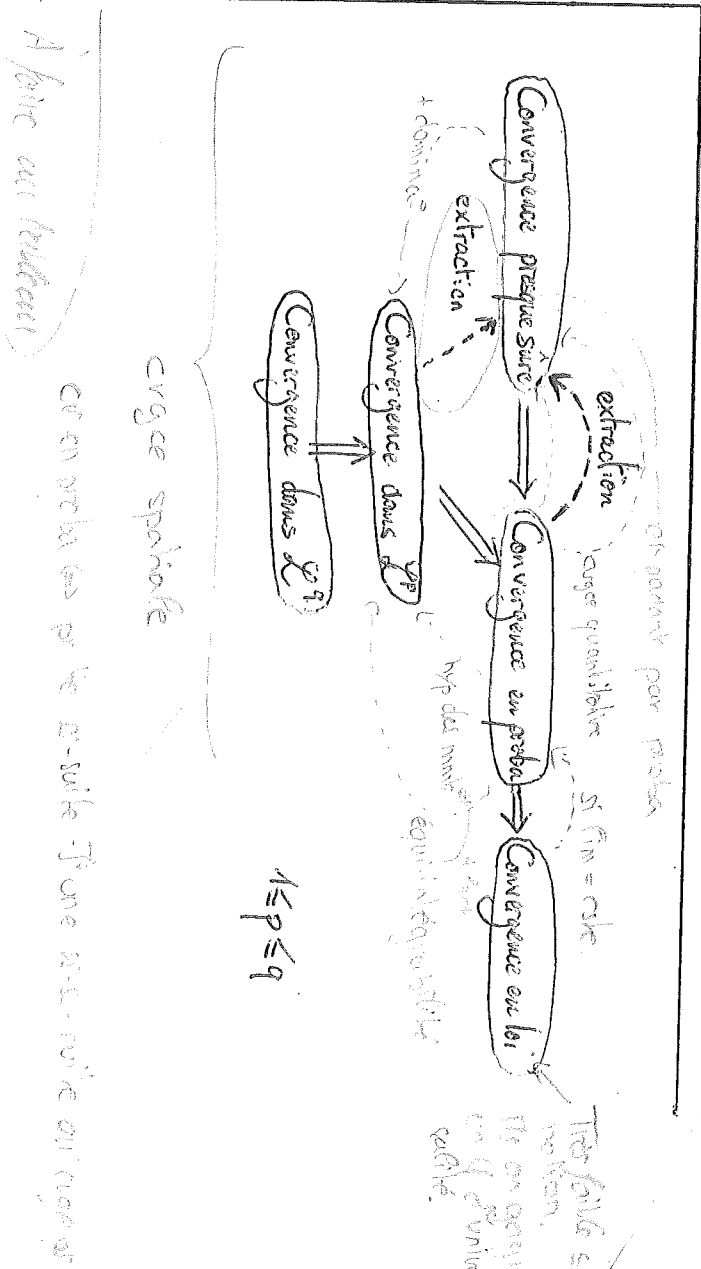
Tanien \rightarrow $L^1 \rightarrow L^2$

Orthogonalité \rightarrow $\| \cdot \|_2 =$ norme



L'hypothèse est validée.

Appl. possible : Monte Carlo, Algèbre de Boole, Lemme de Markov, Lemme de Scheffé



A faire au baccal

cvgce spatiale

$$1 \leq p \leq q$$

cf en proba car $\forall \epsilon > 0$ - suite \exists une n.s.c. voir au chapitre