

ESSEC II II 2005 5

L'énoncé original contient un certain nombre d'erreurs que nous signalerons.

Préliminaires

- Q1) L'énoncé du programme : On suppose que $(X_n)_{n \geq 1}$ est une suite de variables aléatoires $n.s.$ (i.e. d.b. p), indépendantes (ou 2 à 2 indépendantes...) ayant une espérance commune m et une variance commune σ^2 .

Alors la suite $\left(\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n}\right)_{n \geq 1}$ converge en probabilité vers m , c'est à

$$\text{dire } \forall \epsilon \in \mathbb{R}_+^*, \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\left|\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} - m\right| \geq \epsilon\right) = 0.$$

- Q2) Ici nous supposons qd que la suite $(X_n)_{n \geq 1}$ vérifie les hypothèses du résultat précédent et μ est un scalair de $\mathbb{R}$.

$J =]-\infty, m[S \cup]m, +\infty[$ donc $A \subset J =]-\infty, m[S \cup]m, +\infty[$. Soit $n \in \mathbb{N}^*$.

Alors l'événement $\left\{\frac{S_n}{n} \in A\right\}$ est contenu dans l'événement $\left\{\frac{S_n}{n} \in]-\infty, m[S \cup]m, +\infty[\right\}$

Ainsi $0 \leq P\left(\frac{S_n}{n} \in A\right) \leq P\left(\frac{S_n}{n} \in]-\infty, m[S \cup]m, +\infty[\right) = P\left(\left|\frac{S_n}{n} - m\right| \geq \delta\right)$ car P est continue.

d'après Q1 : $\lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\left|\frac{S_n}{n} - m\right| \geq \delta\right) = 0$. Par encadrement on dit que

$$\text{alors : } \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\frac{S_n}{n} \in A\right) = 0.$$

Partie I : Un premier exemple. Le cas gaussien.

- Q1) notons par récurrence que pour tout $n \in \mathbb{N}^*$ S_n suit une loi normale. C'est clair pour $n=1$ car $S_1 = X_1$. Supposons la propriété vraie pour n dans $\mathbb{N}^*$ et montrons la pour $n+1$.

Pour l'appeler $S_n = X_1 + \dots + X_n$ suit une loi normale, X_{n+1} également.
 $X_1, X_2, \dots, X_n, X_{n+1}$ étant indépendantes S_n et X_{n+1} le sont aussi.

Le cours nous permet alors de dire que $S_n + X_{n+1}$ suit une loi normale.

Ainsi S_{n+1} suit une loi normale et la récurrence s'achève.

Le cours dit que si z est une variable aléatoire qui suit une loi normale et si $(a, b) \in \mathbb{R}^n \times \mathbb{R}$, $az + b$ suit une loi normale.

Soit $n \in \mathbb{N}^*$. S_n suit une loi normale donc $\frac{1}{n} S_n$ suit une loi normale.

Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, $\frac{S_n}{n}$ suit une loi normale.

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, E\left(\frac{S_n}{n}\right) = \frac{1}{n} E\left(\sum_{k=1}^n X_k\right) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n E(X_k) = 0 \quad (\forall k \in \mathbb{N}^*, X_k \in \mathcal{G} \mathcal{D}(0, 1)).$$

$$\text{Par indépendance: } \forall n \in \mathbb{N}^*, V\left(\frac{S_n}{n}\right) = \frac{1}{n^2} V\left(\sum_{k=1}^n X_k\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n V(X_k) = \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n 1 = \frac{1}{n^2} n = \frac{1}{n}.$$

Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, $\frac{S_n}{n}$ suit la loi normale d'espérance 0 et d'écart-type $\frac{1}{\sqrt{n}}$.

$$\frac{S_n}{n} \hookrightarrow \mathcal{D}\left(0, \left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)^2\right) \quad (\text{programme HEC 2005})$$

(Q2) Δ Pour la suite il faut $\forall x \in \mathbb{R}, e^x = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{x^k}{k!}$

a) Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Pour $\forall t \in \mathbb{R}$, $f_n(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi n}} e^{-\frac{(t-0)^2}{2(\frac{1}{n})^2}}$.

Alors f_n est une densité de $\frac{S_n}{n}$. Notons que $\forall t \in \mathbb{R}, f_n(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi n}} e^{-\frac{nt^2}{2}}$.

$$P\left(\left|\frac{S_n}{n}\right| \geq s\right) = P\left(\left\{\frac{S_n}{n} \geq s\right\} \cup \left\{\frac{S_n}{n} \leq -s\right\}\right) = P\left(\frac{S_n}{n} \geq s\right) + P\left(\frac{S_n}{n} \leq -s\right) \text{ car les deux événements sont disjoints.}$$

$$\text{Alors } P\left(\left|\frac{S_n}{n}\right| \geq s\right) = \int_{-\infty}^{-s} f_n(t) dt + \int_s^{+\infty} f_n(t) dt = 2 \int_s^{+\infty} f_n(t) dt = 2 P\left(\frac{S_n}{n} \geq s\right) \text{ car}$$

$$f_n \text{ est paire. Ainsi } P\left(\left|\frac{S_n}{n}\right| \geq s\right) = 2 P\left(\frac{S_n}{n} \geq s\right) = 2 \int_s^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi n}} e^{-\frac{nt^2}{2}} dt$$

$$P\left(\left|\frac{S_n}{n}\right| \geq s\right) = 2 P\left(\frac{S_n}{n} \geq s\right) = 2 \frac{1}{\sqrt{2\pi n}} \int_s^{+\infty} e^{-\frac{nt^2}{2}} dt = \sqrt{\frac{2}{\pi n}} \int_s^{+\infty} e^{-\frac{nt^2}{2}} dt.$$

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad P\left(\left|\frac{S_n}{n}\right| \geq s\right) = 2 P\left(\frac{S_n}{n} \geq s\right) = \sqrt{\frac{2n}{\pi}} \int_s^{+\infty} e^{-\frac{nt^2}{2}} dt.$$

b) Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Soit $x \in \mathbb{R}_+^*$.

$$\int_s^x e^{-\frac{nt^2}{2}} dt = \int_0^{n(x-s)} e^{-\frac{n}{2}\left(\frac{u}{n}+s\right)^2} \frac{1}{n} du = \frac{1}{n} \int_0^{n(x-s)} e^{-\frac{n}{2}\left(\frac{u^2}{n^2} + \frac{2us}{n} + s^2\right)} du.$$

$u = n(t-s)$ ou $t = \frac{u}{n} + s$ et $t \mapsto n(t-s)$ est de classe $\mathcal{C}^1$ sur $\mathbb{R}$.

$$\int_s^x e^{-\frac{nt^2}{2}} dt = \frac{1}{n} e^{-\frac{ns^2}{2}} \int_0^{n(x-s)} e^{-\frac{u^2}{2n} - us} du.$$

$\int_s^{+\infty} e^{-\frac{nt^2}{2}} dt$ converge et $\lim_{x \rightarrow +\infty} (n(x-s)) = +\infty$. Ainsi $\int_0^{+\infty} e^{-\frac{u^2}{2n} - us} du$ converge et

$$\int_s^{+\infty} e^{-\frac{nt^2}{2}} dt = \frac{1}{n} e^{-\frac{ns^2}{2}} \int_0^{+\infty} e^{-\frac{u^2}{2n} - us} du.$$

Notons également que $\frac{1}{n} \sqrt{\frac{2n}{\pi}} = \sqrt{\frac{2}{n\pi}}$. Ainsi :

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad P\left(\left|\frac{S_n}{n}\right| \geq s\right) = \sqrt{\frac{2}{n\pi}} e^{-\frac{ns^2}{2}} \int_0^{+\infty} e^{-\frac{u^2}{2n} - us} du.$$

Q3) a) $x \mapsto e^x$ est convexe sur $\mathbb{R}$ donc sa courbe représentative est au-dessus de tout rectangle en particulier de celle au point d'abscisse 0 qui a pour équation $y = e^0(x-0) + e^0 = x+1$.

Ainsi $\forall x \in \mathbb{R}, \quad x+1 \leq e^x$. Donc $\forall x \in \mathbb{R}, \quad -x+1 \leq e^{-x}$.

$\forall x \in \mathbb{R}, \quad 1 - e^{-x} \leq x$. $\forall x \in \mathbb{R}_+, \quad e^{-x} \leq 1$; $\forall x \in \mathbb{R}_+, \quad 0 \leq 1 - e^{-x}$.

Finalement $\forall x \in \mathbb{R}_+, \quad 0 \leq 1 - e^{-x} \leq x$.

b) Posons $\forall u \in \mathbb{R}, \quad g(u) = \begin{cases} se^{-us} & \text{si } u \in [0, +\infty[\\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

est une densité d'une variable aléatoire qui suit la loi exponentielle de paramètre s . Ainsi $\int_0^{+\infty} g(u) du$ existe et vaut 1.

Alors $\int_0^{+\infty} g(u) du$ existe et vaut 1. $\int_0^{+\infty} S e^{-uS} du$ existe et vaut 1.

Finalement $\int_0^{+\infty} e^{-uS} du$ existe et vaut $\frac{1}{S}$.

Remarque... On peut également obtenir ce résultat à l'aide par simple intégration mais l'introduction de g est utile pour la suite...

c) Soit $u \in \mathbb{W}^*$. Soit $u \in [0, +\infty[$.

$\frac{u^2}{du} \in [0, +\infty[$ d'ac $0 \leq 1 - e^{-\frac{u^2}{2}} \leq \frac{u^2}{2}$. Or $e^{-uS} \geq 0$, ainsi:

$$0 \leq e^{-uS} (1 - e^{-\frac{u^2}{2}}) \leq \frac{1}{2} u^2 e^{-uS}.$$

$$\forall u \in [0, +\infty[, 0 \leq e^{-uS} - e^{-\frac{u^2}{2} - uS} \leq \frac{1}{2} u^2 e^{-uS} \quad (*)$$

Soit Z une variable aléatoire qui suit une loi exponentielle de paramètre S .

$E(Z)$ existe et vaut $\frac{1}{S}$; $V(Z)$ existe et vaut $\frac{1}{S^2}$. g est une densité de Z .

Alors $E(Z^2)$ existe. Réécriture de l'attente dans la convergence de $\int_0^{+\infty} u^2 g(u) du$ (le même $\tilde{c}$ l'autre!). Notons que $E(Z^2) = V(Z) + (E(Z))^2 = \frac{2}{S^2}$.

d'ac $\int_0^{+\infty} u^2 S e^{-uS} du$ converge; il a été de même de $\int_0^{+\infty} u^2 e^{-uS} du$.

Ainsi $\int_0^{+\infty} e^{-uS} du$, $\int_0^{+\infty} e^{-\frac{u^2}{2} - uS} du$ et $\int_0^{+\infty} u^2 e^{-uS} du$ sont trois intégrales convergentes.

$$(*) \text{ donne alors } 0 \leq \int_0^{+\infty} e^{-uS} du - \int_0^{+\infty} e^{-\frac{u^2}{2} - uS} du \leq \frac{1}{2} \int_0^{+\infty} u^2 e^{-uS} du.$$

Le $\lim_{u \rightarrow +\infty} \left(\frac{1}{2} \int_0^{+\infty} u^2 e^{-uS} du \right) = 0$. Le théorème d'encadrement donne alors:

$$\lim_{u \rightarrow +\infty} \left(\int_0^{+\infty} e^{-uS} du - \int_0^{+\infty} e^{-\frac{u^2}{2} - uS} du \right) = 0.$$

$$\text{Alors } \lim_{n \rightarrow +\infty} \int_0^{+\infty} e^{-\frac{u^2}{2n} - u\delta} du = \int_0^{+\infty} e^{-u\delta} du = \frac{1}{\delta} \neq 0$$

$$\text{Donc } \int_0^{+\infty} e^{-\frac{u^2}{2n} - u\delta} du \sim \frac{1}{\delta} \text{ quand } n \rightarrow +\infty$$

$$P\left(\left|\frac{S_n}{n}\right| \geq \delta\right) = \sqrt{\frac{2}{n\pi}} e^{-\frac{n\delta^2}{2}} \int_0^{+\infty} e^{-\frac{u^2}{2n} - u\delta} du \sim \sqrt{\frac{2}{n\pi}} e^{-\frac{n\delta^2}{2}} \frac{1}{\delta} \text{ quand } n \rightarrow +\infty$$

$$P\left(\left|\frac{S_n}{n}\right| \geq \delta\right) \sim \frac{1}{\delta} \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{1}{\sqrt{n}} e^{-\frac{n\delta^2}{2}} \text{ quand } n \rightarrow +\infty$$

Remarque : Rappelons que $E\left(\frac{S_n}{n}\right) = 0$ et $V\left(\frac{S_n}{n}\right) = \frac{1}{n}$.

Alors Borel-Pécaré-Volkyléon fournit :

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, P\left(\left|\frac{S_n}{n}\right| \geq \delta\right) \leq \frac{1}{\delta^2} \wedge \frac{1}{n}. \text{ C'est équivalent de dire quelque}$$

sur la médiocrité de cette conjecture.

PARTIE II Quelques résultats généraux

① Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Soit $\lambda \in \mathbb{R}$ tel que $\varphi(\lambda) = E(e^{\lambda X})$ existe.

$(e^{\frac{\lambda}{n} X})^n = e^{\lambda X}$ et $E(e^{\lambda X})$ existe aussi $e^{\frac{\lambda}{n} X}$ possède un moment

d'ordre n donc un moment d'ordre 1. Ainsi $\varphi\left(\frac{\lambda}{n}\right) = E(e^{\frac{\lambda}{n} X})$ existe.

$X_1, X_2, \dots, X_n$ sont indépendantes donc $e^{\frac{\lambda}{n} X_1}, e^{\frac{\lambda}{n} X_2}, \dots, e^{\frac{\lambda}{n} X_n}$ le sont également et possèdent une espérance. Alors $e^{\frac{\lambda}{n} X_1} \times e^{\frac{\lambda}{n} X_2} \times \dots \times e^{\frac{\lambda}{n} X_n}$ possède une espérance qui vaut $E(e^{\frac{\lambda}{n} X_1}) E(e^{\frac{\lambda}{n} X_2}) \dots E(e^{\frac{\lambda}{n} X_n})$ ou $(\varphi(\frac{\lambda}{n}))^n$.

Alors $e^{\frac{\lambda}{n} (X_1 + X_2 + \dots + X_n)}$ possède une espérance qui vaut $(\varphi(\frac{\lambda}{n}))^n$.

Finalement $e^{\lambda \frac{S_n}{n}}$ possède une espérance qui vaut $(\varphi(\frac{\lambda}{n}))^n$.

Q2 a) Soit $\omega \in \Omega$.

$\lambda > 0$
↓

1^{er} cas $Y(\omega) \geq a$. Alors $\lambda(Y(\omega) - a) \geq 0$. $e^{\lambda(Y(\omega) - a)} \geq 1 = \mathbb{1}_{\{Y \geq a\}}(\omega)$.

2^{ème} cas $Y(\omega) < a$ Alors $e^{\lambda(Y(\omega) - a)} \geq 0 = \mathbb{1}_{\{Y \geq a\}}(\omega)$.

Donc $\forall \omega \in \Omega$, $\mathbb{1}_{\{Y \geq a\}}(\omega) \leq e^{\lambda(Y(\omega) - a)}$.

Alors $\mathbb{1}_{\{Y \geq a\}} \leq e^{\lambda(Y - a)}$.

b) $\mathbb{1}_{\{Y \geq a\}}$ possède une espérance qui vaut $P(Y \geq a)$.

$e^{\lambda(Y - a)} = e^{-\lambda a} e^{\lambda Y}$ et $E(e^{\lambda Y})$ existe, alors $E(e^{\lambda(Y - a)})$ existe et vaut $e^{-\lambda a} E(e^{\lambda Y})$.

La borne de l'espérance donne alors $P(Y \geq a) \leq e^{-\lambda a} E(e^{\lambda Y})$.

Remarque.. On peut obtenir ce résultat plus rapidement en remarquant que $P(Y \geq a) = P(e^{\lambda Y} \geq e^{\lambda a})$ et en utilisant l'inégalité de Markov.

c) On suppose pour conclure ici que $\lambda > 0$ et que $p(\lambda)$ existe.

Alors $E(e^{\lambda \frac{S_n}{n}})$ existe et vaut $(p(\lambda/n))^n$.

En appliquant b) à $\frac{S_n}{n}$ il vient : $P(\frac{S_n}{n} \geq a) \leq e^{-\lambda a} (p(\lambda/n))^n$.

Si $\lambda \in \mathbb{R}_+^*$ et si $p(\lambda) = E(e^{\lambda X})$ existe : $P(\frac{S_n}{n} \geq a) \leq e^{-\lambda a} (p(\lambda/n))^n$.

Q3 a) Soit $\omega \in \Omega$.

$\lambda < 0$
↓

1^{er} cas... $Y(\omega) \leq a$. $\lambda(Y(\omega) - a) \geq 0$. $e^{\lambda(Y(\omega) - a)} \geq 1 = \mathbb{1}_{\{Y \leq a\}}(\omega)$.

2^{ème} cas... $Y(\omega) > a$. $e^{\lambda(Y(\omega) - a)} \geq 0 = \mathbb{1}_{\{Y \leq a\}}(\omega)$.

Donc $\forall \omega \in \Omega$, $\mathbb{1}_{\{Y \leq a\}}(\omega) \leq e^{\lambda(Y(\omega) - a)}$. $\mathbb{1}_{\{Y \leq a\}} \leq e^{\lambda(Y - a)}$.

b) $e^{\lambda(Y-a)} = e^{-\lambda a} e^{\lambda Y}$ possède une espérance qui vaut $e^{-\lambda a} E(e^{\lambda Y})$ ou $E(e^{\lambda Y}) e^{-\lambda a}$.

$\mathbb{I}_{\{Y \leq a\}}$ possède une espérance qui vaut $P(Y \leq a)$.

la concavité de l'espérance donne alors $P(Y \leq a) \leq e^{-\lambda a} E(e^{\lambda Y})$.

En supposant que φ existe et en appliquant cette inégalité à $\frac{S_n}{n}$

on obtient : $P(\frac{S_n}{n} \leq a) \leq e^{-\lambda a} E(e^{\lambda \frac{S_n}{n}}) = e^{-\lambda a} (P(D/n))^n$.

avec si $\lambda < 0$ et si $\varphi(\lambda) = E(e^{\lambda D})$ existe alors : $P(\frac{S_n}{n} \leq a) \leq e^{-\lambda a} (\varphi(\lambda/n))^n$.

Partie III : Un second exemple. Le cas binomial.

① Soit $\lambda \in \mathbb{R}$. $e^{\lambda X_1}(\omega) = \{1, e^\lambda\}$. $e^{\lambda X_1}$ est une variable aléatoire finie donc $e^{\lambda X_1}$

possède une espérance. $E(e^{\lambda X_1}) = 1 \cdot P(X_1=0) + e^\lambda P(X_1=1)$ d'après la

répartition de l'unité ! $E(e^{\lambda X_1}) = 1-p + pe^\lambda = q + pe^\lambda$.

En fait ici il y a ponde X donc ponde φ !!

Ainsi par définition sur $\mathbb{R}$ et $\forall \lambda \in \mathbb{R}$, $\varphi(\lambda) = 1-p + pe^\lambda = q + pe^\lambda$.

② Ici $a \in]p, 1[$ et $n \in \mathbb{N}^*$.

a) $\forall \lambda \in \mathbb{R}_+$, $\ell'_0(\lambda) = a - p$, $\ell'_1(\lambda) = a - p(q + pe^\lambda)$.

ℓ_0 est dérivable sur $\mathbb{R}_+$ et $\forall \lambda \in \mathbb{R}_+$, $\ell'_0(\lambda) = a - \frac{pe^\lambda}{q + pe^\lambda}$.

$\forall \lambda \in \mathbb{R}_+$, $\ell'_1(\lambda) = \frac{1}{q + pe^\lambda} [p(a-1)e^\lambda + aq] = \frac{p(1-a)}{q + pe^\lambda} \left[\frac{aq}{p(1-a)} - e^\lambda \right]$.

$\forall \lambda \in \mathbb{R}_+$, $\ell'_1(\lambda) > 0 \Leftrightarrow \frac{aq}{p(1-a)} > e^\lambda \Leftrightarrow \lambda < \ln \frac{aq}{p(1-a)} \quad \left(\frac{aq}{p(1-a)} > 0 \right)$.

$\forall \lambda \in \mathbb{R}_+$, $\ell'_1(\lambda) < 0 \Leftrightarrow \lambda > \ln \frac{aq}{p(1-a)}$.

$$\frac{aq}{p(1-a)} - 1 = \frac{1}{p(1-a)} [aq - p + ap] = \frac{a-p}{p(1-a)} > 0. \quad \frac{aq}{p(1-a)} > 1.$$

Ainsi $\ln\left(\frac{aq}{p(1-a)}\right) > 0$.

Enfinement ℓ_a est strictement croissant sur $[0, \ln \frac{aq}{p(1-a)}]$ et strictement décroissant sur $[\ln \frac{aq}{p(1-a)}, +\infty[$.

d) Il résulte de c) qui précède que ℓ_a possède un maximum sur $\mathbb{R}_+$ atteint à ce seul point $\ln \frac{aq}{p(1-a)}$.

Observons que $\ell_a(0) = 0$ et que ℓ_a est strictement croissant sur $[0, \ln \frac{aq}{p(1-a)}]$.

Ainsi ℓ_a possède un maximum strictement positif sur $\mathbb{R}_+$ qui vaut $\ell_a\left(\ln \frac{aq}{p(1-a)}\right)$.

$$\ell_a\left(\ln \frac{aq}{p(1-a)}\right) = a \ln \frac{aq}{p(1-a)} - \ln\left(q + p e^{\ln \frac{aq}{p(1-a)}}\right)$$

$$\ell_a\left(\ln \frac{aq}{p(1-a)}\right) = a \ln \frac{aq}{p(1-a)} - \ln\left(q + p \frac{aq}{p(1-a)}\right) = a \ln \frac{aq}{p(1-a)} - \ln \frac{q}{1-a}.$$

Le maximum de ℓ_a sur $\mathbb{R}_+$ est $h(a, p) = a \ln \frac{aq}{p(1-a)} - \ln \frac{q}{1-a} = a \ln \frac{a(1-p)}{p(1-a)} - \ln \frac{1-p}{1-a}$.

c) $\forall n \in \mathbb{R}_+^*, \quad P\left(\frac{S_n}{n} \geq a\right) \leq e^{-na} \left(p\left(\frac{a}{n}\right)\right)^n = e^{-[na - n \ln p(\frac{a}{n})]}$

$\forall n \in \mathbb{R}_+^*, \quad P\left(\frac{S_n}{n} \geq a\right) \leq e^{-n \left[a \frac{a}{n} - \ln p\left(\frac{a}{n}\right)\right]} = e^{-n \ell_a\left(\frac{a}{n}\right)}.$

Pour cela $\Delta = n \ln \frac{aq}{p(1-a)}$; $\Delta \in \mathbb{R}_+^*$ et $\ell_a\left(\frac{a}{n}\right) = \ell_a\left(\ln \frac{aq}{p(1-a)}\right)$.

Donc $\ell_a\left(\frac{a}{n}\right) = \max_{t \in \mathbb{R}_+} \ell_a(t) = \max_{t \in \mathbb{R}_+} (at - \ln(p(t))) = h(a, p)$.

Ainsi $P\left(\frac{S_n}{n} \geq a\right) \leq e^{-n \ell_a\left(\frac{a}{n}\right)} = e^{-n \max_{t \in \mathbb{R}_+} (at - \ln p(t))} = e^{-n h(a, p)}.$

$$\text{Ainsi } P\left(\frac{S_n}{n} \geq a\right) \leq e^{-n \max_{t \in [0,1]} (at - h(p(t)))} = e^{-n \sup_{t \in [0,1]} (at - h(p(t)))} = e^{-n h(a,p)}.$$

Q3) Ici $a \in]0, p[$ et $n \in \mathbb{N}^*$.

a) $X_1, X_2, \dots, X_n$ suit une loi de Bernoulli de paramètre p et sont indépendantes.

Alors $1-X_1, 1-X_2, \dots, 1-X_n$ suit une loi de Bernoulli de paramètre $1-p$ et sont indépendantes.

Alors $\sum_{i=1}^n (1-X_i)$ suit une loi binomiale de paramètres n et $1-p$.

Donc $n - S_n$ suit une loi binomiale de paramètres n et $1-p$.

b) $P\left(\frac{S_n}{n} \leq a\right) = P\left(1 - \frac{S_n}{n} \geq 1-a\right) = P\left(\frac{n - S_n}{n} \geq 1-a\right).$

Noter que $1-a > 1-p$ et $1-a \in]0, 1[$.

On peut donc appliquer Q2 en remplaçant p par $1-p$, a par $1-a$ et S_n par $n - S_n$.

On obtient alors $P\left(\frac{S_n}{n} \leq a\right) \leq e^{-n h(1-a, 1-p)}$.

* Dans la suite h est définie par $\forall a \in]0, 1[, \forall p \in]0, 1[, h(a, p) = a \ln \frac{a(1-p)}{p(1-a)} - \ln \frac{1-p}{1-a}$
(et on peut simplement poser $p \in]0, 1[$ et $a \in]p, 1[\dots)$

$$h(1-a, 1-p) = (1-a) \ln \frac{(1-a)p}{(1-p)a} - \ln \frac{p}{1-p} = h\left(\frac{(1-a)p}{(1-p)a}, \frac{a}{p}\right) - a \ln \frac{(1-p)p}{(1-p)a}.$$

$$h(1-a, 1-p) = h\left[\frac{(1-a)p}{(1-p)a} \wedge \frac{a}{p}\right] + a \ln \frac{(1-p)a}{(1-a)p} = a \ln \frac{a(1-p)}{p(1-a)} - \ln \frac{1-p}{1-a} = h(a, p).$$

Ainsi $P\left(\frac{S_n}{n} \leq a\right) \leq e^{-n h(1-a, 1-p)} = e^{-n h(a, p)}$.

* Noter que $h(a, p)$ n'a été défini que dans $\mathcal{Q} \geq$ et que dans $\mathcal{Q} <$ $a > p$!!

Q4) Nous supposons ici $\varepsilon \in]0, \min(p, q)[$. Ainsi $\varepsilon > 0$, $\varepsilon < p$ et $\varepsilon < q$.
Soit $n \in \mathbb{N}^*$.

$$P(|\frac{S_n}{n} - p| \geq \varepsilon) = P(\{\frac{S_n}{n} - p \geq \varepsilon\} \cup \{\frac{S_n}{n} - p \leq -\varepsilon\}).$$

$$P(|\frac{S_n}{n} - p| \geq \varepsilon) = P(\frac{S_n}{n} \geq p + \varepsilon) + P(\frac{S_n}{n} \leq p - \varepsilon) \text{ (les événements sont incompatibles)}.$$

$$p + \varepsilon \in]p, 1[\text{ (car } \varepsilon > 0 \text{ et } \varepsilon < q) \text{ donc } Q_2 \text{ donne } P(\frac{S_n}{n} \geq p + \varepsilon) \leq e^{-nh(p+\varepsilon, p)}$$

$$p - \varepsilon \in]0, p[\text{ (car } \varepsilon > 0 \text{ et } \varepsilon < p) \text{ donc } Q_3 \text{ donne } P(\frac{S_n}{n} \leq p - \varepsilon) \leq e^{-nh(p-\varepsilon, p)}.$$

$$\text{Alors } P(|\frac{S_n}{n} - p| \geq \varepsilon) \leq e^{-nh(p+\varepsilon, p)} + e^{-nh(p-\varepsilon, p)} \leq 2e^{-n \min(h(p+\varepsilon, p), h(p-\varepsilon, p))}$$

$$\begin{cases} -nh(p+\varepsilon, p) \leq -n \min(h(p+\varepsilon, p), h(p-\varepsilon, p)) \\ -nh(p-\varepsilon, p) \leq -n \min(h(p+\varepsilon, p), h(p-\varepsilon, p)) \end{cases}$$

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, P(|\frac{S_n}{n} - p| \geq \varepsilon) \leq 2e^{-n \min(h(p+\varepsilon, p), h(p-\varepsilon, p))}.$$

Q5) Posons $\forall a \in]0, 1[, \psi(a) = \zeta(a, p) = a h(\frac{a(1-p)}{1-a}) - h(\frac{1-p}{1-a})$.

$$\forall a \in]0, 1[, \psi(a) = a h a + a h(1-p) - a h p - a h(1-a) - h(1-p) + h(1-a).$$

$$\forall a \in]0, 1[, \psi(a) = a h a + a h(1-p) - a h p + (1-a) h(1-a) - h(1-p).$$

$$\psi \text{ est dérivable sur }]0, 1[\text{ et } \forall a \in]0, 1[, \psi'(a) = h a + 1 + h(1-p) - h p - h(1-a) + \rightarrow (1-a)(\frac{-1}{1-a}) = h a - h(1-a) + h(1-p) - h p = h \frac{a}{1-a} - h \frac{p}{1-p}. \text{ Soit } a \in]0, 1[.$$

$$\psi'(a) > 0 \Leftrightarrow \frac{a}{1-a} > \frac{p}{1-p} \Leftrightarrow a(1-p) > p(1-a) \Leftrightarrow a > p$$

$$\text{De même } \psi'(a) < 0 \Leftrightarrow a < p.$$

ψ est strictement décroissante sur $]0, p]$ et strictement d croissante sur $[p, 1[$.

$$\text{On a } \psi(a) = -h(1-p), \text{ On a } \psi(a) = -h p \text{ et } \psi(1) = 0.$$

	0	p	1
$\psi(a)$		-	+
$\psi(a)$		$-h(1-p)$	$-h p$

$$\forall n \in \mathbb{N}^p. \forall a \in]p, 1[, \quad P\left(\frac{S_n}{n} \geq a\right) \leq e^{-n h(a, p)}$$

$$\text{Si } a \in]p, 1[, \text{ pour avoir } P\left(\frac{S_n}{n} \geq a\right) \leq \frac{\alpha}{2} \text{ il suffit d'avoir } e^{-n h(a, p)} \leq \frac{\alpha}{2} \text{ c'est}$$

$$\text{à dire } h(a, p) \geq -\frac{1}{n} \ln\left(\frac{\alpha}{2}\right) \text{ ou } \psi(a) \geq -\frac{1}{n} h\left(\frac{\alpha}{2}\right).$$

$$\forall a \in]0, p[, \quad P\left(\frac{S_n}{n} \leq a\right) \leq e^{-n h(a, p)}$$

$$\text{Si } a \in]0, p[, \text{ pour avoir } P\left(\frac{S_n}{n} \leq a\right) \leq \frac{\alpha}{2} \text{ il suffit d'avoir } e^{-n h(a, p)} \leq \frac{\alpha}{2} \text{ c'est}$$

$$\text{à dire } h(a, p) \geq -\frac{1}{n} h\left(\frac{\alpha}{2}\right) \text{ ou } \psi(a) \geq -\frac{1}{n} h\left(\frac{\alpha}{2}\right).$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(-\frac{1}{n} h\left(\frac{\alpha}{2}\right)\right) = 0, \quad -h(p) > 0 \text{ et } -h(1-p) > 0.$$

$$\text{Alors } \exists n_0 \in \mathbb{N}^p, \forall n \in [n_0, +\infty[, \quad 0 < -\frac{1}{n} h\left(\frac{\alpha}{2}\right) < -h(p) \text{ et } 0 < -\frac{1}{n} h\left(\frac{\alpha}{2}\right) < -h(1-p)$$

$$\text{Fixons } n \text{ dans } [n_0, +\infty[.$$

$$\text{Alors } -\frac{1}{n} h\left(\frac{\alpha}{2}\right) \in]0, -h(p)[.$$

$$\psi \text{ est continue sur }]p, 1[\text{ et } \psi(]p, 1[) =]0, -h(p)[.$$

La récurrence des valeurs intermédiaires nous dit qu'il existe $a_1 \in]p, 1[$

$$\text{tel que } \psi(a_1) = -\frac{1}{n} h\left(\frac{\alpha}{2}\right) \text{ donc tel que } \psi(a_1) \geq -\frac{1}{n} h\left(\frac{\alpha}{2}\right) \text{ donc}$$

$$\text{tel que } P\left(\frac{S_n}{n} \geq a_1\right) \leq e^{-n h(a_1, p)} \leq \frac{\alpha}{2}.$$

$$\text{De même } -\frac{1}{n} h\left(\frac{\alpha}{2}\right) \in]0, -h(1-p)[, \psi \text{ est continue sur }]0, p[\text{ et}$$

$$\psi(]0, p[) =]0, -h(1-p)[.$$

$$\text{Alors } \exists a_2 \in]0, p[, \quad \psi(a_2) = -\frac{1}{n} h\left(\frac{\alpha}{2}\right).$$

$$\psi(a_2) \geq -\frac{1}{n} h\left(\frac{\alpha}{2}\right) ! \text{ Ainsi } P\left(\frac{S_n}{n} \leq a_2\right) \leq e^{-n h(a_2, p)} \leq \frac{\alpha}{2}.$$

$$\text{Pour } n \text{ assez grand } \left(n > \frac{h(1/p)}{h(p)} \text{ et } n > \frac{h(1/p)}{h(1-p)}\right) \text{ a partance deux}$$

$$\text{vch } a_1 \text{ et } a_2 \text{ tels que : } P\left(\frac{S_n}{n} \leq a_2\right) \leq \frac{\alpha}{2} \text{ et } P\left(\frac{S_n}{n} \geq a_1\right) \leq \frac{\alpha}{2}.$$

Q6) a) $E(F_n) = E\left(\frac{S_n}{n}\right) = \frac{1}{n} E\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n p = p$

$F_n = \frac{S_n}{n}$ est un estimateur sans biais de p .

b) $r_n = E((F_n - p)^2) = E((F_n - E(F_n))^2) = V(F_n) = V\left(\frac{X_1 + \dots + X_n}{n}\right)$

$r_n = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n V(X_i)$ car $X_1, X_2, \dots, X_n$ sont indépendantes.

$r_n = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n pq = \frac{1}{n^2} n pq = \frac{1}{n} pq = \frac{1}{n} p(1-p).$

$r_n = \frac{1}{n} p(1-p)$ et $\lim_{n \rightarrow +\infty} r_n = 0$.

Q7) a) $(X_n)_{n \geq 1}$ est une suite de variables aléatoires indépendantes, ayant même loi, d'espérance p et de variance $p(1-p)$ ($p(1-p) > 0$).
 Mais la relation de la limite centrale indique que la suite de
 tous général $\frac{S_n - E(S_n)}{\sqrt{V(S_n)}}$ converge en loi vers une variable aléatoire qui
 suit une loi normale centrée réduite.

$\forall n \in \mathbb{N}^*, \frac{S_n - E(S_n)}{\sqrt{V(S_n)}} = \frac{n F_n - E(n F_n)}{\sqrt{V(n F_n)}} = \frac{n F_n - n E(F_n)}{\sqrt{n^2 V(F_n)}} = \frac{F_n - E(F_n)}{\sqrt{V(F_n)}} = \frac{F_n - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}}$

Ainsi $\left(\sqrt{n} \frac{F_n - p}{\sqrt{p(1-p)}}\right)_{n \geq 1}$ converge en loi vers une variable aléatoire qui suit

une loi normale centrée réduite.

b) le court propos $\left[F_n - \frac{t_\alpha}{\sqrt{n}}, F_n + \frac{t_\alpha}{\sqrt{n}}\right]$ comme intervalle de

confiance de p au niveau $1-\alpha$, non ?! Pourvu que l'on

ait en fait $\sqrt{n} \frac{F_n - p}{\sqrt{p(1-p)}}$ à une loi normale centrée réduite.

PARTIE IV : le cas général

(Q1) a) soit $u \in \mathbb{R}$. La série de terme général $\frac{(su)^n}{n!}$ est absolument

convergente et $\sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(su)^n}{n!} = e^{su}$ d'après le cours.

$$\text{Alors } |e^{su} - 1 - su| = \left| \sum_{n=2}^{+\infty} \frac{(su)^n}{n!} \right| \leq \sum_{n=2}^{+\infty} \frac{|su|^n}{n!} = \sum_{n=2}^{+\infty} \frac{s^n |u|^n}{n!}.$$

$$\forall u \in \mathbb{R}, |e^{su} - 1 - su| \leq \sum_{n=2}^{+\infty} \frac{s^n |u|^n}{n!}.$$

b) soit $u \in \mathbb{R}$.

Δ dans la suite nous supposons f définie sur $\mathbb{R}$ ce qui n'a rien de restrictif.

$$e^{tu} |e^{su} - 1 - su| f(u) \leq (e^{(t-s)u} + e^{(t+s)u}) |f(u)| \quad (1)$$

$$\leftarrow \text{si } e^{tu} > 0$$

$$\uparrow |e^{su} - 1 - su| f(u) \leq (e^{-su} + e^{su}) |f(u)|.$$

Or $f(u) \geq 0$. Ainsi pour montrer l'inégalité (1) il suffit de

$$\text{montrer que } |e^{su} - 1 - su| \leq e^{-su} + e^{su} \quad (2)$$

$$(1) \Leftrightarrow -(e^{-su} + e^{su}) \leq e^{su} - 1 - su \leq e^{-su} + e^{su}$$

$$(1) \Leftrightarrow \begin{cases} 0 \leq 2e^{su} + e^{-su} - 1 - su & (2a) \\ \text{ou} \\ 0 \leq e^{-su} + 1 + su & (2b) \end{cases}$$

Nous avons vu que $\forall x \in \mathbb{R}, e^x \geq 1+x$ et $e^{-x} \geq 1-x$.

$$\text{Alors } 2e^{su} + e^{-su} - 1 - su \geq e^{su} + e^{-su} + 1 + su - 1 - su = e^{su} + e^{-su} > 0.$$

$$\text{Ainsi (2a) est vérifiée. } e^{su} = e^{su} + e^{su} \geq e^{su} + su + 1$$

$$e^{-su} + 1 + su \geq 1 - su + 1 + su \geq 2 > 0. \text{ Ainsi (2b) est vérifiée.}$$

ici on a donc montré (2) donc (1).

$$\forall u \in \mathbb{R}, e^{tu} |e^{su} - 1 - su| f(u) \leq (e^{(t-s)u} + e^{(t+s)u}) |f(u)|.$$

Remarque... a) d'autant aussi: $|e^{su} - 1 - su| \leq \sum_{n=2}^{+\infty} \frac{s^n |u|^n}{n!} \leq \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{s^n |u|^n}{n!} = e^{|su|} \leq e^{-su} + e^{su}$

$$c) \forall u \in \mathbb{R}, 0 \leq e^{tu} |e^{tu} - 1 - su| f(u) \leq (e^{(t-s)u} + e^{(t+s)u}) f(u).$$

$t-s \in]\alpha, \beta[$ et $t+s \in]\alpha, \beta[$ d'ac $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{(t-s)u} f(u) du$ et $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{(t+s)u} f(u) du$ convergent; alors $\int_{-\infty}^{+\infty} (e^{(t-s)u} + e^{(t+s)u}) f(u) du$ converge.

Les règles de comparaison sur les intégrales généralisées de fonctions positives donnent la convergence de $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{tu} |e^{tu} - 1 - su| f(u) du$.

Ainsi $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{tu} (e^{tu} - 1 - su) f(u) du$ est absolument convergente d'ac convergente.

$$a) \forall u \in \mathbb{R}, de \quad e^{tu} f(u) = - e^{tu} (e^{tu} - 1 - su) f(u) + e^{(t+s)u} f(u) - e^{tu} f(u).$$

$$\text{comme } \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tu} (e^{tu} - 1 - su) f(u) du, \int_{-\infty}^{+\infty} e^{(t+s)u} f(u) du \text{ et } \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tu} f(u) du$$

convergent ($t+s \in]\alpha, \beta[$ et $t \in]\alpha, \beta[$) on peut alors dire que

$$\int_{-\infty}^{+\infty} su e^{tu} f(u) du \text{ converge. Ainsi } \underline{\underline{\int_{-\infty}^{+\infty} u e^{tu} f(u) du \text{ converge} (s \neq 0!)}}$$

$0 \in]\alpha, \beta[$ et il existe $s' \in \mathbb{R}^*$ tel que $]0-s', 0+s'[\subset]\alpha, \beta[$ car $]\alpha, \beta[$ est un ouvert. Ainsi $[0-\frac{s'}{2}, 0+\frac{s'}{2}] \subset]\alpha, \beta[$

en appliquant ce qui précède pour $t=0$ et $s=\frac{s'}{2}$ on obtient

la convergence de $\int_{-\infty}^{+\infty} u f(u) du$. Ainsi X possède une espérance.

Q1) Nous supposons $h \neq 0$!!

a) comme dans Q1 c) on obtient : $|e^{tu} - 1 - hu| \leq \sum_{n=2}^{+\infty} \frac{|h|^n |u|^n}{n!}$

$$\text{Alors } \left| \frac{e^{(t+k)u} - e^{tu}}{k} - ue^{tu} \right| f(u) = \frac{e^{tu}}{|k|} |e^{ku} - 1 - ku| f(u) \leq \frac{e^{tu}}{|k|} \sum_{n=2}^{+\infty} \frac{|k|^n |u|^n}{n!} f(u).$$

$$\text{d'où } \left| \frac{e^{(t+k)u} - e^{tu}}{k} - ue^{tu} \right| f(u) \leq |k| e^{tu} \sum_{n=2}^{+\infty} \frac{|k|^{n-2} |u|^{n-2}}{(n-2)!} f(u). \quad \begin{cases} f(u) \geq 0 \\ \frac{e^{tu}}{|k|} \geq 0 \end{cases}$$

$$\text{A } |k| \leq s \text{ et } \sum_{n=2}^{+\infty} \frac{s^{n-2} |u|^{n-2}}{(n-2)!} \text{ converge.}$$

$$\text{Ainsi : } \left| \frac{e^{(t+k)u} - e^{tu}}{k} - ue^{tu} \right| f(u) \leq |k| e^{tu} \sum_{n=2}^{+\infty} \frac{s^{n-2} |u|^{n-2}}{(n-2)!} f(u).$$

$$\text{soit } \left| \frac{e^{(t+k)u} - e^{tu}}{k} - ue^{tu} \right| \leq |k| e^{tu} \sum_{n=2}^{+\infty} \frac{s^{n-2} |u|^{n-2}}{(n-2)!} f(u) \leq |k| e^{tu} e^{s|u|} f(u).$$

$\sum_{n=2}^{+\infty} \frac{s^{n-2} |u|^{n-2}}{(n-2)!} \leq \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{s^{n-2} |u|^{n-2}}{(n-2)!} = e^{s|u|}.$

b) $\forall u \in [a, +\infty[$, $e^{tu} e^{s|u|} f(u) = e^{(t+s)u} f(u)$ et $\int_0^{+\infty} e^{(t+s)u} f(u) du$ converge.

$$\text{Ainsi } \int_0^{+\infty} e^{tu} e^{s|u|} f(u) du \text{ converge}$$

$$\forall u \in]-\infty, 0], \quad e^{tu} e^{s|u|} f(u) = e^{(t-s)u} f(u) \text{ et } \int_0^0 e^{(t-s)u} f(u) du \text{ converge.}$$

$$\text{Ainsi } \int_0^0 e^{tu} e^{s|u|} f(u) du \text{ converge.}$$

$$\text{Finalement } \int_0^{+\infty} e^{tu} e^{s|u|} f(u) du \text{ converge.}$$

La dernière inégalité de c) et les règles de comparaison nous indiquent qu'il est alors de fait à priori évident que :

$$\int_0^{+\infty} \left| \frac{e^{(t+k)u} - e^{tu}}{k} - ue^{tu} \right| f(u) du \text{ converge}$$

$$\text{Ainsi } \int_0^{+\infty} \left| \frac{e^{(t+k)u} - e^{tu}}{k} - ue^{tu} \right| f(u) du \text{ est absolument convergente}$$

$$\text{soit } \left| \int_0^{+\infty} \left(\frac{e^{(t+k)u} - e^{tu}}{k} - ue^{tu} \right) f(u) du \right| \leq \int_0^{+\infty} \left| \frac{e^{(t+k)u} - e^{tu}}{k} - ue^{tu} \right| f(u) du \leq |k| \int_0^{+\infty} e^{tu} e^{s|u|} f(u) du$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} S^L \left(\frac{e^{(t+h)u} - e^{tu}}{h} - u e^{tu} \right) f(u) du = S^L \left(\frac{1}{h} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{(t+h)u} f(u) du - \frac{1}{h} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tu} f(u) du - \int_{-\infty}^{+\infty} u e^{tu} f(u) du \right)$$

car toutes les intégrales convergent.

$$\text{Ainsi } \left| \int_{-\infty}^{+\infty} S^L \left(\frac{e^{(t+h)u} - e^{tu}}{h} - u e^{tu} \right) f(u) du \right| = S^L \left| \frac{L_X(t+h) - L_X(t)}{h} - \int_{-\infty}^{+\infty} u e^{tu} f(u) du \right|$$

$$\text{d'où } S^L \left| \frac{L_X(t+h) - L_X(t)}{h} - \int_{-\infty}^{+\infty} u e^{tu} f(u) du \right| \leq |h| \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tu} e^{|S^L|} f(u) du.$$

$$\text{d'où } \left| \frac{L_X(t+h) - L_X(t)}{h} - \int_{-\infty}^{+\infty} u e^{tu} f(u) du \right| \leq \frac{|h|}{S^L} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tu} e^{|S^L|} f(u) du.$$

$$\text{Or } \lim_{h \rightarrow 0} \left(\frac{|h|}{S^L} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tu} e^{|S^L|} f(u) du \right) = 0 \text{ il vient par accouplement :}$$

$$\lim_{h \rightarrow 0} \frac{L_X(t+h) - L_X(t)}{h} = \int_{-\infty}^{+\infty} u e^{tu} f(u) du.$$

$$\text{Ainsi } L_X \text{ est dérivable en } t \text{ et } L'_X(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} u e^{tu} f(u) du.$$

(Q3) a) L_X est définie sur $]0, \beta[$. Soit $t \in]0, \beta[$.

$$\forall u \in \mathbb{R}, e^{tu} f(u) \geq 0 \text{ d'où } L_X(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tu} f(u) du \geq 0.$$

Montrons que $L_X(t) > 0$. Notons que f n'est pas nécessairement continue sur $\mathbb{R}_{>0}$.

f est continue sur $\mathbb{R}_{>0}$ ou f est une fonction finie.

Si $\forall u \in \mathbb{R}_{>0}, f(u) = 0$, f est nulle sauf au nombre fini de points et alors $\int_{-\infty}^{+\infty} f(u) du = 0$!!

Ainsi $\exists u_0 \in \mathbb{R}_{>0}, f(u_0) > 0$. f est continue en u_0 donc il existe un réel δ strictement tel que $[u_0 - \delta, u_0 + \delta] \subset \mathbb{R}_{>0}$ et tel que $\forall u \in [u_0 - \delta, u_0 + \delta], f(u) > 0$.

$\Rightarrow e^{tu} f(u)$ est alors continue, positive et strictement positive sur $[u_0 - \delta, u_0 + \delta]$.

$$\text{Ainsi } \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tu} f(u) du \geq \int_{u_0 - \delta}^{u_0 + \delta} e^{tu} f(u) du > 0. \text{ Par conséquent } L_X(t) > 0.$$

L_x est définie sur $]a, b[$ et $\forall t \in]a, b[, L_x(t) > 0$.

Par conséquent le domaine de définition de ψ est $]a, b[$.

b) ψ est deux fois dérivable sur $]a, b[$ car L_x et G^2 sur $]a, b[$, L_x est strictement positive sur $]a, b[$ et tu es de dans $\mathcal{B}^2$ sur $\mathbb{R}_+^*$.

$$\forall t \in]a, b[, \psi'(t) = \frac{L'_x(t)}{L_x(t)} \text{ et } \psi''(t) = \frac{1}{(L_x(t))^2} [L''_x(t) L_x(t) - (L'_x(t))^2].$$

c) soit $t \in]a, b[$. Il s'agit de montrer que $L''_x(t) L_x(t) > (L'_x(t))^2$,
ou que $\left(\int_{-\infty}^{+\infty} u e^{tu} f(u) du \right)^2 < \int_{-\infty}^{+\infty} u^2 e^{tu} f(u) du \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tu} f(u) du$.

$$\text{L'idée : } \left(\int_{-\infty}^{+\infty} u e^{tu} f(u) du \right)^2 \leq \left(\int_{-\infty}^{+\infty} |u| e^{\frac{tu}{2}} f(u) du \right)^2 = \left(\int_{-\infty}^{+\infty} |u| e^{\frac{tu}{2}} \sqrt{f(u)} e^{\frac{tu}{2}} \sqrt{f(u)} du \right)^2$$

"En utilisant Cauchy-Schwarz" on a :

$$\left(\int_{-\infty}^{+\infty} u e^{tu} f(u) du \right)^2 \leq \int_{-\infty}^{+\infty} (|u| e^{\frac{tu}{2}} \sqrt{f(u)})^2 du \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{\frac{tu}{2}} \sqrt{f(u)})^2 du = L''_x(t) L_x(t).$$

Il reste plus qu'à montrer qu'il n'y a pas égalité...

Le problème est que l'inégalité de Cauchy-Schwarz sur les intégrales de notre programme porte sur des fonctions continues sur un segment.

Ici on intègre entre $-\infty$ et $+\infty$ des fonctions qui ne sont pas nécessairement continues sur $\mathbb{R}$.

Il faudrait donc de faire une démonstration complète de tout cela !!

Noter que $u \mapsto u e^{tu} f(u)$ garde un signe constant sur $[0, +\infty[$ et sur $]-\infty, 0]$

Ainsi, comme $\int_{-\infty}^{+\infty} u e^{tu} f(u) du$ et comme $\int_{-\infty}^{+\infty} u^2 e^{tu} f(u) du$ absolument convergent !!

de plus: $\left| \int_{-\infty}^{+\infty} u e^{tu} f(u) du \right| \leq \int_{-\infty}^{+\infty} |u| e^{tu} |f(u)| du = \int_{-\infty}^{+\infty} |u| e^{tu} f(u) du.$

Ainsi $\left(\int_{-\infty}^{+\infty} u e^{tu} f(u) du \right)^2 \leq \left(\int_{-\infty}^{+\infty} |u| e^{tu} f(u) du \right)^2$ ou $(L'_x(t))^2 \leq \left(\int_{-\infty}^{+\infty} |u| e^{tu} f(u) du \right)^2.$

Pour $\forall u \in \mathbb{R}, \varphi_1(u) = e^{\frac{tu}{2}} \sqrt{f(u)}$ et $\varphi_2(u) = |u| e^{\frac{tu}{2}} \sqrt{f(u)}$

et $\forall u \in \mathbb{R}, \varphi_1^2(u) = e^{tu} f(u)$ et $\varphi_2^2(u) = u^2 e^{tu} f(u).$

et φ_1 et φ_2 sont continues sur $\mathbb{R} \setminus \{0\}$ où 0 est un ensemble fini de points.

et φ_1 et φ_2 sont positives sur $\mathbb{R}.$

et d'après ce qui précède: $\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1^2(u) du$ et $\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_2^2(u) du$ ($L_x(t)$ et $L''_x(t)$ existent).

$\forall u \in \mathbb{R}, 0 \leq (\varphi_1 \varphi_2)(u) \leq \frac{1}{2} (\varphi_1^2(u) + \varphi_2^2(u)).$ La convergence de $\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1^2(u) du$ et de $\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_2^2(u) du$ donnent alors la convergence de $\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2} (\varphi_1^2(u) + \varphi_2^2(u)) du.$ des règles

de comparaison sur les intégrales impropres de fonctions positives montrent alors que

$\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1(u) \varphi_2(u) du$ converge.

Soit $\lambda \in \mathbb{R}, \forall u \in \mathbb{R}, (\lambda \varphi_1(u) + \varphi_2(u))^2 = \lambda^2 \varphi_1^2(u) + 2\lambda \varphi_1(u) \varphi_2(u) + \varphi_2^2(u).$ ce qui précède

montre que $\int_{-\infty}^{+\infty} (\lambda \varphi_1(u) + \varphi_2(u))^2 du$ converge ($\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1^2(u) du, \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1(u) \varphi_2(u) du$ et $\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_2^2(u) du$ convergent).

et $\int_{-\infty}^{+\infty} (\lambda \varphi_1(u) + \varphi_2(u))^2 du = \lambda^2 \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1^2(u) du + 2\lambda \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1(u) \varphi_2(u) du + \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_2^2(u) du.$

Pour $\forall \lambda \in \mathbb{R}, H(\lambda) = \int_{-\infty}^{+\infty} (\lambda \varphi_1(u) + \varphi_2(u))^2 du.$

$\forall u \in \mathbb{R}, (\lambda \varphi_1(u) + \varphi_2(u))^2 \geq 0 : \forall \lambda \in \mathbb{R}, H(\lambda) \geq 0.$

$\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1^2(u) du = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tu} f(u) du = L_x(t)$ et $L_x(t) > 0$ comme nous l'avons vu p 16.

Ainsi H est un polynôme de degré 2 se prenant que des valeurs positives ou nulles.

Alors son discriminant est négatif ou nul.

Alors $\left(2 \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1(u) \varphi_2(u) du \right)^2 - 4 \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1^2(u) du \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_2^2(u) du \leq 0.$

soit $\left(\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1(u) \varphi_2(u) du \right)^2 \leq \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1^2(u) du \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_2^2(u) du.$

montrons que cette inégalité est stricte en raisonnant par l'absurde.

Supposons que $(\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1(u) \varphi_2(u) du)^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1^2(u) du \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_2^2(u) du$.

Alors le discriminant de H est nul. Ainsi H admet au moins un zéro λ_0 dans $\mathbb{R}$.

$\int_{-\infty}^{+\infty} (\lambda_0 \varphi_1(u) + \varphi_2(u))^2 du = 0$. Soit $a \in \mathbb{R} \setminus D$.

$\forall u \in \mathbb{R}, (\lambda_0 \varphi_1(u) + \varphi_2(u))^2 = (\lambda_0 e^{\frac{tu}{2}} \sqrt{f(u)} + |u| e^{\frac{tu}{2}} \sqrt{f(u)})^2$.

Alors $(\lambda_0 \varphi_1 + \varphi_2)^2$ est continue sur $\mathbb{R} \setminus D$ et D est fini.

Ainsi $\exists \eta \in \mathbb{R}_+^*$, tel que $(\lambda_0 \varphi_1 + \varphi_2)^2$ est continue sur $[a-\eta, a+\eta]$.

Par conséquent: $0 \leq \int_{a-\eta}^{a+\eta} (\lambda_0 \varphi_1(u) + \varphi_2(u))^2 du \leq \int_{-\infty}^{+\infty} (\lambda_0 \varphi_1(u) + \varphi_2(u))^2 du = 0$

d'où $\int_{a-\eta}^{a+\eta} (\lambda_0 \varphi_1(u) + \varphi_2(u))^2 du = 0$. Comme $(\lambda_0 \varphi_1 + \varphi_2)^2$ est continue et positive

sur $[a-\eta, a+\eta]$: $\forall u \in [a-\eta, a+\eta], (\lambda_0 \varphi_1(u) + \varphi_2(u))^2 = 0$.

En particulier $(\lambda_0 \varphi_1(a) + \varphi_2(a))^2 = 0$; $\lambda_0 \varphi_1(a) + \varphi_2(a) = 0$.

Par conséquent: $\forall a \in \mathbb{R} \setminus D, 0 = \lambda_0 \varphi_1(a) + \varphi_2(a) = \lambda_0 e^{\frac{ta}{2}} \sqrt{f(a)} + |a| e^{\frac{ta}{2}} \sqrt{f(a)}$.

$\forall a \in \mathbb{R} \setminus D, (\lambda_0 + |a|) \sqrt{f(a)} = 0$; $\forall a \in \mathbb{R} \setminus D, (\lambda_0 + |a|) \sqrt{f(a)} = 0$!

Pour $D' = \{a \in \mathbb{R} \mid \lambda_0 + |a| = 0\}$. D' est fini et $\forall a \in \mathbb{R} \setminus (D \cup D'), \sqrt{f(a)} = 0$.

Il est donc nul sur $\mathbb{R}$ privé d'un nombre fini de points. Alors $\int_{-\infty}^{+\infty} f(u) du = 0$!!

Ceci achève de montrer que $(\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1(u) \varphi_2(u) du)^2 < \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1^2(u) du \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_2^2(u) du$. (par une identité!)

Alors $(L'_\lambda(t))^2 \leq (\int_{-\infty}^{+\infty} |u| e^{tu} f(u) du)^2 = (\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1(u) \varphi_2(u) du)^2 < \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_1^2(u) du \times \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_2^2(u) du$.

d'où $(L'_\lambda(t))^2 < \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tu} f(u) du \times \int_{-\infty}^{+\infty} u^2 e^{tu} f(u) du = L_\lambda(t) L''_\lambda(t)$.

$\forall t \in]\alpha, \beta[, (L'_\lambda(t))^2 < L_\lambda(t) L''_\lambda(t)$.

d'où $\forall t \in]\alpha, \beta[, \psi''(t) = \frac{L''_\lambda(t) L_\lambda(t) - (L'_\lambda(t))^2}{(L_\lambda(t))^2} > 0$.

Ainsi ψ' est strictement décroissante sur $]\alpha, \beta[$.

^{monique}
Rappeler que toute fonction ^{monique} continue sur un intervalle ouvert $]a, b[$ de $\mathbb{R}$ ($-\infty \leq a < b \leq +\infty$) possède une limite, finie ou infinie, à droite en a et à gauche en b (théorème de la limite monotone).

ψ' étant (strictement) croissante sur $]x, \beta[$, ψ' admet à x et à β une limite (finie ou infinie).

$$\psi'(0) = \frac{L'(0)}{L''(0)} = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} u f(u) du}{\int_{-\infty}^{\infty} f(u) du} = \frac{E(X)}{1}; \quad \underline{\underline{\psi'(0) = E(X)}}.$$

d) ψ' est continue et strictement croissante sur $]x, \beta[$.

1^{ère} cas. ψ' ne s'annule pas sur $]x, \beta[$. Alors ψ' est strictement positive ou strictement négative sur $]x, \beta[$. Ainsi L_x est strictement monotone sur $]x, \beta[$. Alors ψ admet une limite finie ou infinie à x et à β .

2^{ème} cas. ψ' s'annule sur $]x, \beta[$. ψ' étant strictement croissante sur $]x, \beta[$:
 $\exists ! t_0 \in]x, \beta[, \psi'(t_0) = 0$.

Alors $\forall t \in]x, t_0[, \psi'(t) < 0$ et $\forall t \in]t_0, \beta[, \psi'(t) > 0$.

ψ est donc strictement décroissante sur $]x, t_0[$ et strictement croissante sur $]t_0, \beta[$.

Le théorème de la limite monotone donne à ψ une limite finie ou infinie à x et à β ... en l'appliquant à $]x, t_0[$ et à $]t_0, \beta[$.

ψ admet une limite finie ou infinie à x et à β .

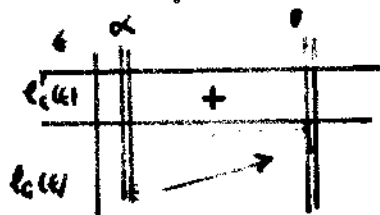
Q4) f_0 est dérivable sur $] \alpha, \beta [$ et $\forall t \in] \alpha, \beta [, f'_0(t) = a - \psi'(t)$
 ψ' est strictement croissante sur $] \alpha, \beta [, :$

$$\forall t \in] \alpha, \beta [, \quad L_1(\alpha) = \lim_{\beta \rightarrow \alpha} \psi'(\beta) < \psi'(t) < \lim_{\beta \rightarrow \beta} \psi'(\beta) = L_2(\beta).$$

$$\forall t \in] \alpha, \beta [, \quad L_1(\alpha) < \psi'(t) < L_2(\beta); \quad \forall t \in] \alpha, \beta [, \quad a - L_2(\beta) < a - \psi'(t) < a - L_1(\alpha).$$

1^{er} cas... $a \geq L_2(\beta)$. $\forall t \in] \alpha, \beta [, \quad f'_0(t) = a - \psi'(t) > a - L_2(\beta) \geq 0$.

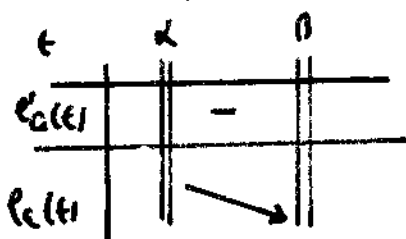
$\forall t \in] \alpha, \beta [, \quad f'_0(t) > 0$. f_0 est strictement croissante sur $] \alpha, \beta [$.



(*) à quelques abus près.
 Nous en reparlerons plus...

2^{ème} cas... $a \leq L_1(\alpha)$. $\forall t \in] \alpha, \beta [, \quad f'_0(t) = a - \psi'(t) < a - L_1(\alpha) \leq 0$.

$\forall t \in] \alpha, \beta [, \quad f'_0(t) < 0$. f_0 est strictement décroissante sur $] \alpha, \beta [$.



3^{ème} cas... $L_1(\alpha) < a < L_2(\beta)$. ψ' est strictement croissante sur $] \alpha, \beta [$ et continue. Donc f'_0 est strictement décroissante sur $] \alpha, \beta [$ et continue.

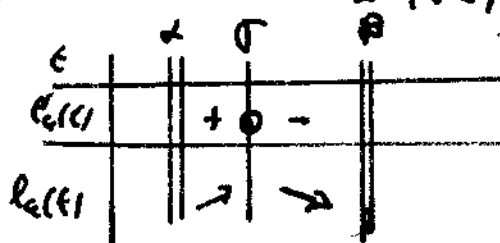
f'_0 définit une bijection de $] \alpha, \beta [$ sur $] \lim_{t \rightarrow \beta} f'_0(t), \lim_{t \rightarrow \alpha} f'_0(t) [$.

f'_0 définit une bijection de $] \alpha, \beta [$ sur $] a - L_2(\beta), a - L_1(\alpha) [$.

Or $0 \in] a - L_2(\beta), a - L_1(\alpha) [$. Ainsi $\exists ! \tau \in] \alpha, \beta [, \quad f'_0(\tau) = 0$.

Comme f'_0 est strictement décroissante : $\forall t \in] \alpha, \tau [, \quad f'_0(t) > 0$ et

$\forall t \in] \tau, \beta [, \quad f'_0(t) < 0$.



Q5 On suppose dans la suite que $L_2(\alpha) < a < L_2(\beta)$.

Alors la fonction φ atteint un maximum sur $]x, \beta[$ et une seule. Ceci justifie très largement l'écriture de $\sup_{t \in]x, \beta[} \varphi_a(t)$.

φ' est strictement croissante et continue sur $]x, \beta[$. φ' définit une bijection de $]x, \beta[$ sur $]L_2(\alpha), L_2(\beta)[$.

Ceci justifie l'écriture de $(\varphi')^{-1}$.

$h(a) = \sup_{t \in]x, \beta[} \varphi_a(t) = \varphi_a(\delta)$ où δ est le zéro de $\varphi'_a : t \mapsto a - \varphi'(t)$ sur $]x, \beta[$.

Ainsi $\varphi'(\delta) = a$. Comme $a \in]L_2(\alpha), L_2(\beta)[$: $\tau = \varphi'^{-1}(a)$.

Alors $h(a) = \varphi_a(\varphi'^{-1}(a))$.

Ainsi $h(a) = a(\varphi')^{-1}(a) - \psi((\varphi')^{-1}(a))$.

Q6 Rappelons que $0 \in]x, \beta[$, que $\varphi(0) = m$ et φ' est strictement croissante sur $]x, \beta[$. Ainsi $L_2(\alpha) < m < L_2(\beta)$.

• $a > m$. $\varphi'_a(0) = a - \varphi'(0) = a - m > 0$

Rappelons que $\forall t \in]x, \delta[, \varphi'_a(t) > 0$ et $\forall t \in]\delta, \beta[, \varphi'_a(t) < 0$.

Alors $0 \in]x, \delta[$

Donc $\max_{t \in]x, \beta[} \varphi_a(t) = \varphi_a(\delta) = \max_{t \in]0, \beta[} \varphi_a(t)$.

Alors $h(a) = \sup_{t \in]0, \beta[} \varphi_a(t)$.

• $a < m$ $\varphi'_a(0) = a - \varphi'(0) = a - m < 0$. Alors $0 \in]\delta, \beta[$.

Donc $\max_{t \in]x, \beta[} \varphi_a(t) = \varphi_a(\delta) = \max_{t \in]x, 0[} \varphi_a(t)$.

Ainsi $h(a) = \sup_{t \in]x, 0[} \varphi_a(t)$.

Q7) 1^{er} cas... $a > m$. doit $n \in \mathbb{N}^*$

$$\text{d'après II Q2 c) } \forall t \in]0, \beta[, \mathbb{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq a\right) \leq e^{-at} \left(\mathbb{P}\left(\frac{t}{n}\right)\right)^n$$

$$\forall t \in]0, \beta[, \mathbb{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq a\right) \leq e^{-n \left[a \frac{t}{n} - h\left(\mathbb{P}\left(\frac{t}{n}\right)\right) \right]} = e^{-n \left[a \frac{t}{n} - h\left(\mathbb{E}\left(e^{\frac{t}{n} X}\right)\right) \right]}$$

$$\forall t \in]0, \beta[, \mathbb{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq a\right) \leq e^{-n \left[a \frac{t}{n} - h_{\mathbb{P}}\left(\frac{t}{n}\right) \right]} = e^{-n \left[a \frac{t}{n} - \psi\left(\frac{t}{n}\right) \right]}$$

$$\forall t \in]0, \beta[, \mathbb{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq a\right) \leq e^{-n \rho_0\left(\frac{t}{n}\right)}$$

On cherche encore un problème. En effet, pour choisir la valeur à retenir il faut trouver $t \in]0, \beta[$ tel que $\frac{t}{n} = \delta$ ou δ est le réel qui réalise $\max_{t \in]0, \beta[} \rho_0(t)$; ce qui n'indique que $n\delta \in]0, \beta[$; on a simplement $\delta \in]0, \beta[$.

Pour choisir le résultat il convient simplement de noter que :

$\forall t \in]0, n\beta[, \mathbb{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq a\right) \leq e^{-at} \left(\mathbb{P}\left(\frac{t}{n}\right)\right)^n$. Cela se fait sans difficulté de la même manière que dans II Q2.

$$\text{Alors } \forall t \in]0, n\beta[, \mathbb{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq a\right) \leq e^{-n \rho_0\left(\frac{t}{n}\right)}.$$

$$\text{Pour cela } t = n\delta. \text{ Alors } \rho_0\left(\frac{t}{n}\right) = \rho_0(\delta)$$

$$\text{il vient } \mathbb{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq a\right) \leq e^{-n \rho_0(\delta)} \quad \text{si } a > m$$

2^{ème} cas... $a < m$.

En appliquant le résultat de II Q3 on a :

$$\forall t \in]n\alpha, 0[, \mathbb{P}\left(\frac{S_n}{n} \leq a\right) \leq e^{-at} \left(\mathbb{P}\left(\frac{t}{n}\right)\right)^n = e^{-n \left[a \frac{t}{n} - h\left(\mathbb{E}\left(e^{\frac{t}{n} X}\right)\right) \right]}$$

$$\forall t \in]n\alpha, 0[, \mathbb{P}\left(\frac{S_n}{n} \leq a\right) = e^{-n \rho_0\left(\frac{t}{n}\right)}.$$

soit σ l'élément de $\mathbb{N}, \beta \in \mathbb{R}$ et α de $\mathbb{N}, \alpha \in \mathbb{N}$ tel que $l_1(\sigma) = h(\alpha)$.

Pour avoir $t = n\sigma$. $\frac{t}{n} = \sigma$ et $t \in \mathbb{N}, \sigma \in \mathbb{N}$.

Ainsi $P(\frac{S_n}{n} \leq \sigma) = e^{-n l_1(\frac{t}{n})} = e^{-n l_1(\sigma)}$.

$$\underline{\underline{P(\frac{S_n}{n} \leq \sigma) \leq e^{-n l_1(\sigma)} \quad \text{si } \sigma < m}}}$$

Q8 $P(|\frac{S_n}{n} - m| \geq \varepsilon) = P(\{\frac{S_n}{n} - m \geq \varepsilon\} \cup \{\frac{S_n}{n} - m \leq -\varepsilon\})$

$$P(|\frac{S_n}{n} - m| \geq \varepsilon) = P(\frac{S_n}{n} \geq m + \varepsilon) + P(\frac{S_n}{n} \leq m - \varepsilon).$$

Supposons alors $\varepsilon < \min(l_1(\beta) - m, m - l_1(\alpha))$

Rappelons que $l_1(\alpha) < m < l_1(\beta)$ donc $l_1(\beta) - m > 0$ et $m - l_1(\alpha) > 0$

Alors $l_1(\alpha) < m - \varepsilon < m$ donc $P(\frac{S_n}{n} \leq m - \varepsilon) \leq e^{-n h(m - \varepsilon)}$

De même $m < m + \varepsilon < l_1(\beta)$ donc $P(\frac{S_n}{n} \geq m + \varepsilon) \leq e^{-n h(m + \varepsilon)}$

$-n h(m - \varepsilon) \leq -n \min(h(m - \varepsilon), h(m + \varepsilon))$ et $-n h(m + \varepsilon) \leq -n \min(h(m - \varepsilon), h(m + \varepsilon))$.

Ainsi $P(\frac{S_n}{n} \leq m - \varepsilon) \leq e^{-n \min(h(m - \varepsilon), h(m + \varepsilon))}$ et

$P(\frac{S_n}{n} \geq m + \varepsilon) \leq e^{-n \min(h(m - \varepsilon), h(m + \varepsilon))}$.

Alors $P(|\frac{S_n}{n} - m| \geq \varepsilon) \leq 2 e^{-n \min(h(m - \varepsilon), h(m + \varepsilon))}$

$\varepsilon \in]0, \min(l_1(\beta) - m, m - l_1(\alpha)) [$