

# Marches aléatoires sur le groupe des déplacements de $\mathbb{R}^d$

B. Roynette

*Summary.* We intend to prove here that under a moment condition the potential of an aperiodic random walk of the group of Euclidian motions in  $\mathbb{R}^d$ ,  $d \geq 3$  tends to zero at infinity, at a speed which we shall give.

*Résumé.* Nous nous proposons de prouver ici que le potentiel d'une marche aléatoire apériodique sur le groupe des déplacements de  $\mathbb{R}^d$ , pour  $d \geq 3$ , et sous une condition de moments, tend vers zéro à l'infini, avec une vitesse que nous préciserons.

## Introduction et Notations

Soit  $G_d$  le groupe des déplacements de  $\mathbb{R}^d$ .  $G_d$  est un groupe de Lie connexe égal au produit semi-direct de  $\text{SO}(d) \times_p \mathbb{R}^d$ , où  $\text{SO}(d)$  est la composante connexe du groupe orthogonal de  $\mathbb{R}^d$ , et où l'homomorphisme  $\phi$  est donné par l'action naturelle de  $\text{SO}(d)$  sur  $\mathbb{R}^d$ :  $\phi(v)(\lambda) = v \cdot \lambda$  ( $v \in \text{SO}(d)$ ,  $\lambda \in \mathbb{R}^d$ ). Tout élément  $g$  de  $G_d$  sera noté  $(v, \lambda)$  (ou encore  $(v(g), \lambda(g))$  avec  $v \in \text{SO}(d)$  et  $\lambda \in \mathbb{R}^d$ ). Si  $\lambda \in \mathbb{R}^d$ ,  $|\lambda|$  désignera la norme euclidienne de  $\lambda$ , et  $\sigma$  sera la mesure de Haar normalisée de  $\text{SO}(d)$ . Les éléments du groupe  $G_d$ , ainsi que ceux de  $\text{SO}(d)$  et de  $\mathbb{R}^d$ , seront désignés par des lettres minuscules. Soit  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  un espace de probabilité et  $(U_1, Y_1), (U_2, Y_2), \dots, (U_n, Y_n) \dots$  une suite de variables aléatoires indépendantes, définies sur  $\Omega$ , à valeurs dans  $G_d$  et de même loi  $\mu$ . (avec  $U_i$  de loi  $\nu$ , à valeurs dans  $\text{SO}(d)$  et  $Y_i$  à valeurs dans  $\mathbb{R}^d$ ). Pour  $g = (v, \lambda) \in G_d$ , soit  $Z_n^g$  la marche aléatoire droite de loi  $\mu$  partant de  $(v, \lambda)$  à l'instant 0, ie:  $Z_n^g = (v, \lambda) \cdot (U_1, Y_1) \cdot \dots \cdot (U_n, Y_n)$ . Bien sûr, vu la forme de la multiplication dans  $G_d$ , on a:

$$Z_n^g = (v \cdot U_1 \cdot U_2 \cdot \dots \cdot U_n, X_n^g)$$

où

$$X_n^g = \lambda + v \cdot Y_1 + v \cdot U_1 \cdot Y_2 + \dots + v \cdot U_1 \cdot U_2 \dots U_{n-1} \cdot Y_n.$$

Dans ce qui suit, les variables aléatoires seront notées par des lettres majuscules.

Si  $h: G_d \rightarrow \mathbb{R}$  est une fonction positive, nous noterons  $Vh$  son potentiel, c'est à dire:

$$Vh(v, \lambda) = Vh(g) = E \left( \sum_{n=0}^{\infty} h(Z_n^g) \right) = \sum_{n=0}^{\infty} \varepsilon_g * \mu^{*n}(h)$$

(où  $g \in G_d$  et où  $\varepsilon_g$  est la masse de Dirac au point  $g$ ).

Nous ferons dans cet article les deux hypothèses suivantes:

$H_1$ : Il existe  $\delta > 0$  tel que la mesure  $\mu$  admette un moment d'ordre  $2 + \delta$ ,

ie:

$$\int_{G_d} |\lambda(g)|^{2+\delta} \mu(dg) < +\infty.$$

$H_2$ : La mesure  $\mu$  est apériodique, c'est à dire que le plus petit sous-groupe fermé contenant le support de  $\mu$  est  $G_d$  tout entier (remarquons que cette hypothèse implique que  $\nu$  est apériodique).

Sous ces hypothèses, on sait d'après Crépel (2) que la marche de loi  $\mu$  est récurrente sur  $G_2$ . Aussi la question du comportement à l'infini du potentiel ne se pose pas dans ce cas. C'est pourquoi nous supposons  $d \geq 3$  dans tout ce qui suit. Le but de ce papier est de prouver le théorème suivant:

**Théorème 1.** *Nous supposons  $d \geq 3$ , et les hypothèses  $H_1$  et  $H_2$  réalisées. Il existe une constante  $\alpha > 0$  telle que, pour toute  $h$  positive bornée et à support compact, il existe une constante  $C$  telle que:*

$$|Vh(v, \lambda)| \leq \frac{C}{|\lambda|^{2\alpha}} \quad \text{pour } |\lambda| \text{ assez grand.}$$

Nous précisons au cours de la démonstration comment peut être choisie la constante  $\alpha$  en fonction de  $\delta$  et de  $d$ .

*Démonstration du théorème 1.* Nous aurons besoin de quelques lemmes, que nous allons déjà établir.

*Un lemme préliminaire.* Fixons d'abord quelques notations. Dans ce qui suit,  $f$  désignera la fonction de  $\mathbb{R}^d \setminus \{0\}$  dans  $\mathbb{R}$  définie par

$$f(x_1, x_2, \dots, x_d) = 1 - \frac{1}{(x_1^2 + x_2^2 + \dots + x_d^2)^\alpha}.$$

Si  $\rho \geq 0$ ,  $B_\rho$  sera la boule de  $\mathbb{R}^d$  de centre 0 et de rayon  $\rho$ , et  $S_\rho$  la sphère de centre 0 et de rayon  $\rho$ . Si  $A$  est une matrice  $d \times d$  à coefficients réels, nous noterons  $\|A\| = d \sup_{1 \leq i, j \leq d} |A_{ij}|$ , et nous désignerons par  $I_d$  la matrice unité de dimension  $d$ . Si  $M$  est une variable aléatoire à valeurs dans  $\mathbb{R}^d$  ayant des moments d'ordre 2,  $K_M$  sera sa matrice de covariance.

**Lemme 1.** *Soit  $X$  une variable aléatoire centrée, à valeurs dans  $\mathbb{R}^d$ , avec  $d \geq 3$ . Supposons qu'il existe  $\delta > 0$  tel que  $E|X|^{2+\delta} < +\infty$ . Alors, il existe  $\alpha < \frac{d-2}{2}$ ,  $\varepsilon > 0$ ,  $\rho_1$  et  $\rho_0 > 0$  tels que, si  $\|K_X - I_d\| < \varepsilon$ , et si  $x \notin B_{\rho_1}$ , on ait:*

$$E(b(x+X)) \geq b(x)$$

où  $b(x) = \sup \{f(x), \xi \cdot 1_{B_{\rho_0}}\}$  ( $\xi$  étant la valeur de  $f$  sur  $S_{\rho_0}$ ).

*Démonstration.* Nous allons procéder en plusieurs étapes.

1. Ici  $h$  désigne un élément de  $\mathbb{R}^d$ , de composantes  $h_1, \dots, h_d$ . Pour tout  $\beta > 0$ , le développement en série de Mac Laurin suivant est convergent, si  $|h| \leq \rho^{1-\beta}$ ,  $x \in S_\rho$ , et si  $\rho$  est assez grand:

$$(D) \quad f(x+h) = f(x) + \sum_{i=1}^d h_i \frac{\partial f}{\partial x_i}(x) + \frac{1}{2} \sum_{i,j=1}^d h_i h_j \frac{\partial^2 f}{\partial x_i \partial x_j}(x) + \dots$$

Il suffit, pour prouver ceci, de montrer que le reste de Taylor à l'ordre  $n$  tend vers 0 quand  $n \rightarrow \infty$ . Sous les hypothèses indiquées, il n'est pas difficile de voir que ce reste est majoré par  $C_1^n \frac{1}{\rho^{\beta n}}$ , et tend donc vers 0 si  $\rho$  est assez grand.

2. Nous supposons ici que la loi de  $X$  est à support compact et que  $K_X = I_d$ . Dans ces conditions, il existe un  $\rho'$  tel que le support de la loi de  $X$  soit inclus dans  $B_{(\rho')^{1-\beta}}$ . Aussi, pour  $x$  en dehors d'un compact, pouvons nous substituer  $X$  à  $h$  dans (D). On obtient:

$$f(x+X) = f(x) + \sum_{i=1}^d X_i \frac{\partial f}{\partial x^i}(x) + \frac{1}{2} \sum_{i,j=1}^d X_i X_j \frac{\partial^2 f}{\partial x_i \partial x_j}(x) + \dots$$

où  $X_i$  est la  $i$ -ème composante de  $X$ . Faisant la somme terme à terme des espérances de cette expression (ce qui se justifie sans peine,  $X$  étant bornée), on a:

$$E(f(x+X)) = f(x) + \sum_{i=1}^d E(X_i) \frac{\partial f}{\partial x_i}(x) + \frac{1}{2} \sum_{i,j=1}^d E(X_i \cdot X_j) \frac{\partial^2 f}{\partial x_i \partial x_j}(x) + \dots$$

Puisque  $X$  est centrée et de matrice de covariance égale à  $I_d$ , on a:

$$E(f(x+X)) = f(x) + \frac{1}{2} \Delta f(x) + \dots$$

Le calcul des dérivées successives de  $f$  prouve alors que, pour  $x \in S_\rho$ :

$$\Delta f(x) = 2\alpha \frac{d-2(\alpha+1)}{(\rho^2)^{1+\alpha}} = \frac{2C_2}{(\rho^2)^{1+\alpha}}, \quad \text{avec } C_2 > 0 \text{ si } \alpha < \frac{d-2}{2}.$$

D'autre part, les termes d'ordre supérieur à 2 dans le développement précédent sont de la forme  $\frac{1}{(\rho^2)^{1+\alpha}} \varepsilon_1(\rho)$  où  $\varepsilon_1(\rho) \xrightarrow{\rho \rightarrow \infty} 0$ .

On a donc finalement, si  $x \in S_\rho$ :

$$E(f(x+X)) \geq f(x) + \frac{C_3}{(\rho^2)^{1+\alpha}} \text{ pour } \rho \text{ assez grand.}$$

3. Nous supposons toujours que le support de la loi de  $X$  est compact, mais la matrice de covariance  $K_X$  n'est plus égale à  $I_d$ . Le calcul précédent reste juste, à condition de remplacer l'opérateur  $\Delta$  par l'opérateur

$$L = \sum_{i,j=1}^n E(X_i \cdot X_j) \frac{\partial^2}{\partial x_i \partial x_j}.$$

Puisque, pour

$$x \in S_\rho, \quad \Delta f(x) = \frac{2C_2}{(\rho^2)^{1+\alpha}}$$

avec  $C_2 > 0$ , il est clair qu'il existe  $\varepsilon > 0$  tel que si  $\|K_X - I_d\| < \varepsilon$ , alors  $Lf(x) \geq \frac{2C'_2}{(\rho^2)^{1+\alpha}}$  (avec  $C'_2 > 0$  et  $x \in S_\rho$ ). En conclusion, sous les hypothèses précédentes, il existe  $\varepsilon > 0$  tel que si  $\|K_X - I_d\| < \varepsilon$ , alors il existe  $C_4 > 0$  tel que, pour  $x \in S_\rho$ :

$$E(f(x+X)) \geq f(x) + \frac{C_4}{(\rho^2)^{1+\alpha}} \quad (\rho \text{ assez grand}).$$

4. Nous ne supposons plus que le support de la loi de  $X$  est compact, mais nous supposons que  $\|K_X - I_d\| < \varepsilon/2$ , où  $\varepsilon$  a été choisi précédemment. Soit  $\rho$  assez

grand pour que la matrice de covariance  $K_{X_\rho}$  de la v.a  $X_\rho = X \cdot 1_{|X| \leq \rho^{1-\beta}}$  satisfasse à  $\|K_{X_\rho} - I_d\| < \varepsilon$ . Remplaçant, comme dans l'alinéa 2,  $h$  par  $X$  dans (D) si  $|X| \leq \rho^{1-\beta}$ , et prenant l'espérance, on a, pour  $x \in S_\rho$ :

$$E(f(x+X); |X| \leq \rho^{1-\beta}) \geq f(x) P\{|X| \leq \rho^{1-\beta}\} \\ + \sum_{i=1}^d E(X_i; |X| \leq \rho^{1-\beta}) \frac{2\alpha x_i}{(\rho^2)^{1+\alpha}} + \frac{C_4}{(\rho^2)^{1+\alpha}}.$$

Compte-tenu du fait que  $X_i$  est centrée et que  $E(|X|^{2+\delta}) < +\infty$ , on a, pour  $x \in S_\rho$ :

$$|E(X_i; |X| \leq \rho^{1-\beta}) \frac{2\alpha x_i}{(\rho^2)^{1+\alpha}}| \leq \frac{2\alpha}{\rho^{2\alpha+1}} |E(X_i; |X| > \rho^{1-\beta})| \\ \leq \frac{2\alpha C_5^i}{\rho^{2\alpha+1}} P\{|X| > \rho^{1-\beta}\}^{1/2} \text{ d'après l'inégalité de Schwarz} \\ \leq \frac{2\alpha C_5^i}{\rho^{2\alpha+1}} \frac{1}{\rho^{1-\beta+\frac{\delta}{2}-\frac{\beta\delta}{2}}}.$$

Si  $\beta$  a été choisi suffisamment petit pour que  $\frac{\delta}{2} > \beta + \frac{\beta\delta}{2}$ , on en déduit alors

$$\sum_{i=1}^d E(X_i; |X| \leq \rho^{1-\beta}) \leq \frac{C_6}{(\rho^2)^{1+\alpha}} \varepsilon_2(\rho) \text{ où } \varepsilon_2(\rho) \xrightarrow{\rho \rightarrow \infty} 0.$$

D'où, pour  $\rho$  assez grand:

$$E(f(x+X); |X| \leq \rho^{1-\beta}) \geq f(x) - f(x) P\{|X| > \rho^{1-\beta}\} + \frac{C_7}{(\rho^2)^{1+\alpha}}.$$

Du fait que  $f(x) \xrightarrow{\rho \rightarrow \infty} 1$  et puisque:

$$P\{|X| > \rho^{1-\beta}\} \leq \frac{C_8}{\rho^{(2+\delta)(1-\beta)}}$$

on en déduit que, si  $\alpha$  a été choisi assez petit pour que  $2 + \delta - 2\beta - \beta\delta > 2 + 2\alpha$   $E\{f(x+X); |X| \leq \rho^{1-\beta}\} \geq f(x)$  pour  $x \in S_\rho$  et  $\rho$  assez grand. Le lemme 1 est alors démontré, puisque:

$$E\{b(x+X)\} \geq E\{f(x+X); |X| \leq \rho^{1-\beta}\} \geq f(x) = b(x)$$

si  $x \in S_\rho$  et si  $\rho \geq \rho_1$  (où le  $\rho_0$  servant à définir la fonction  $b$  est choisi arbitrairement, et où  $\rho_1$  dépend de  $\rho_0$ ).

*Remarque.* Le choix de  $\alpha$  dépend de  $\delta$ , mais il suffit que  $\delta > d - 2$  pour que  $\alpha$  puisse être choisi aussi proche que l'on veut de  $\frac{d-2}{2}$ .

**Lemme 2.** Soit  $\nu$  une mesure de probabilité apériodique sur le groupe  $SO(d)$ , pour  $d \geq 3$ . Alors  $\nu^{*n}$  converge vaguement vers la mesure de Haar  $\sigma$  de  $SO(d)$  quand  $n$  tend vers l'infini.

*Démonstration.* D'après Collins (1), il suffit de prouver que le support de  $\nu$  n'est inclus dans aucune partie de la forme  $g \cdot H$ , où  $g \in SO(d)$  et où  $H$  est un sous groupe

fermé distingué propre de  $SO(d)$ . Soit  $\mathfrak{so}(d)$  l'algèbre de Lie du groupe  $SO(d)$ , et  $\mathfrak{so}(d, \mathbb{C})$  sa complexifiée. Nous savons (voir par exemple (3), p. II, 6 et 7) que  $\mathfrak{so}(d, \mathbb{C})$  est une algèbre de Lie simple pour  $d \geq 3$ , sauf pour  $d=4$ . En conséquence, pour tout  $d \geq 3$ ,  $d \neq 4$ , l'algèbre de Lie  $\mathfrak{so}(d)$  est simple. Nous allons distinguer deux cas :

1.  $d \neq 4$ . Supposons que  $(\text{supp } \nu) \subset g \cdot H$ , où  $H$  est un sous groupe distingué fermé propre de  $SO(d)$ . Soit  $H_0$  la composante connexe de  $H$ . Puisque  $H$  est distingué, la sous-algèbre de Lie de  $\mathfrak{so}(d)$  correspondant à  $H_0$  est un idéal, et puisque  $H$  est propre et  $\mathfrak{so}(d)$  simple, cet idéal est nul.  $H$  est donc discret, et central.

On a donc :  $(\text{supp } \nu) \subset g \cdot Z$ , où  $Z$  est le centre de  $SO(d)$ . Dans ces conditions, puisque  $\nu$  est apériodique,  $g \cdot Z$  engendre topologiquement  $SO(d)$ , ce qui est absurde, puisque  $SO(d)$  serait alors abélien.

2.  $d=4$ . Soit  $S_3 \times S_3 \xrightarrow{\Pi} SO(4)$  le revêtement universel de  $SO(4)$  ( $S_3$  est le groupe des quaternions de norme 1). Le noyau de  $\Pi$  est formé de deux éléments. Il est clair qu'il existe une mesure de probabilité unique  $\nu$  sur  $S_3 \times S_3$  telle que  $\Pi(\tilde{\nu}) = \nu$  et telle que  $\tilde{\nu}(\tilde{O}) = \frac{1}{2} \nu(O)$  si  $\tilde{O}$  est un ouvert de  $S_3 \times S_3$  en homéomorphisme par  $\Pi$  avec  $O$ . Si on suppose  $\nu$  apériodique et  $(\text{supp } \nu) \subset g \cdot H$ , avec  $H$  distingué, fermé, propre, on voit sans peine que  $(\text{supp } \tilde{\nu}) \subset \tilde{g} \cdot \tilde{H}$  avec  $\tilde{H}$  distingué, fermé, propre, et  $\Pi(\tilde{g}) = g$ . De plus  $\tilde{\nu}$  est apériodique. Il reste donc à prouver que cette assertion est absurde. La composante connexe  $\tilde{H}_0$  de  $\tilde{H}$  a une algèbre de Lie qui est un idéal. Or l'algèbre de Lie  $S_3 \times S_3$  est  $\mathfrak{so}(3) \oplus \mathfrak{so}(3)$ . Cet idéal est donc  $(\mathfrak{so}(3), 0)$ ,  $(0, \mathfrak{so}(3))$  ou  $(0, 0)$ . Le groupe  $\tilde{H}_0$  est donc  $(S_3, e)$ ,  $(e, S_3)$  ou  $(e, e)$ . Examinons déjà le premier cas. Dans ces conditions  $\tilde{H}$  est de la forme  $S_3 \times \Gamma$ , où  $\Gamma$  est un sous groupe distingué discret, et donc central de  $S_3$ . On en déduit que  $(\text{supp } \tilde{\nu}) \subset S_3 \times g_1 \cdot Z$ , où  $Z$  est le centre de  $S_3$ , et où  $g_1 \in S_3$ . Puisque  $\tilde{\nu}$  est apériodique,  $g_1 \cdot Z$  engendre topologiquement  $S_3$  ce qui est absurde ( $S_3$  serait abélien).

Les deux autres cas se traitent de la même façon.

Il va de soi qu'on peut remplacer la marche de pas  $(U_1, Y_1)$  par la marche de pas  $\sigma(U_1, Y_1)$ , où  $\sigma$  est un automorphisme intérieur du groupe  $G_d$ , sans rien changer au résultat annoncé. Remarquons en effet qu'un automorphisme intérieur ne change pas le comportement à l'infini de la norme de la composante sur  $\mathbb{R}^d$ , puisque si  $(v, \lambda)(w, \mu)(v, \lambda)^{-1} = (vwv^{-1}, \lambda + v\mu - v\mu v^{-1}\lambda)$  alors

$$|\lambda + v\mu - v\mu v^{-1}\lambda|_{\mu \rightarrow \infty} \sim |\mu|.$$

Nous allons prouver qu'on peut supposer  $E(Y_1) = 0$ , quitte à remplacer la marche initiale par son image par un automorphisme intérieur bien choisi

**Lemme 3.** *Il existe un automorphisme intérieur du groupe  $G_d$  par un élément  $(v, \lambda)$  bien choisi tel que, si  $\sigma(U_1, Y_1) = (U_1', Y_1')$ , alors  $E(Y_1') = 0$ .*

*Démonstration.* Puisque  $(v, \lambda)^{-1} = (v^{-1}, -v^{-1}\lambda)$ , on a :

$$(v, \lambda)(U_1, Y_1)(v, \lambda)^{-1} = (v \cdot U_1 \cdot v^{-1}, \lambda + vY_1 - vU_1v^{-1}\lambda).$$

On a donc  $Y_1' = \lambda + vY_1 - vU_1v^{-1}\lambda$ . Soit :

$$E(Y_1') = \lambda + vE(Y_1) - vE(U_1)v^{-1}\lambda.$$

Il nous faut donc prouver qu'il existe  $v$  et  $\lambda$  tels que  $E(Y_1)=0$ , soit:

$$v^{-1}(I_d - v E(U_1) v^{-1})\lambda = -E(Y_1).$$

Il est clair qu'il suffit alors de prouver que  $\det(v^{-1}(I_d - v E(U_1) v^{-1})) \neq 0$ . Or,  $\det(v^{-1} \cdot (I_d - v E(U_1) v^{-1})) = \det(I_d - E(U_1))$ . Si cette quantité était nulle, 1 serait valeur propre de la matrice  $E(U_1)$ . Il existerait donc un vecteur  $\gamma$  de  $\mathbb{R}^d$ , de norme 1, tel que:

$$E(U_1) \cdot \gamma = E(U_1 \cdot \gamma) = \gamma.$$

Or, le vecteur  $U_1 \cdot \gamma$  appartient à la sphère unité de  $\mathbb{R}^d$ . Cette dernière étant strictement convexe, on en déduit que  $U_1 \cdot \gamma = \gamma$  presque sûrement, et donc que la mesure  $\nu$  ne change que le sous groupe d'isotropie de  $\gamma$ , sous groupe isomorphe à  $SO(d-1)$ , ce qui est absurde,  $\nu$  étant apériodique.

En vertu de ce lemme, nous supposons dans tout ce qui suit  $E(Y_1)=0$ .

**Lemme 4.** Soit  $v \in SO(d)$ , et  $M_k^v = \frac{1}{\sqrt{k}} \{v \cdot Y_1 + v U_1 Y_2 + \dots + v U_1 \dots U_{k-1} Y_k\}$ .

La variable aléatoire  $M_k^v$  est centrée pour tout  $k$  et sa matrice de covariance tend vers  $\theta \cdot I_d$  quand  $k \rightarrow \infty$  ( $\theta > 0$ ). La convergence est uniforme en  $v$ .

*Démonstration.* Soit  $\mathcal{F}_n$  la  $\sigma$ -algèbre engendrée par  $(U_1, Y_1), (U_2, Y_2) \dots, (U_n, Y_n)$ . Nous avons, pour tout  $n$ ,  $E(v U_1 \dots U_n \cdot Y_{n+1}) = E(v U_1 \dots U_n \cdot E^{\mathcal{F}_n} Y_{n+1}) = 0$  car  $Y_{n+1}$  est indépendante de  $\mathcal{F}_n$  et centrée, ce qui prouve que  $M_k^v$  est centrée pour tout  $k$ .

D'autre part, pour  $p > 0$  et  $1 \leq i, j \leq d$ , on a:

$$\begin{aligned} & E\{(v \cdot U_1 U_2 \dots U_n \cdot Y_{n+1})_i \cdot (v U_1 \dots U_{n+p} \cdot Y_{n+p+1})_j\} \\ &= E\{(v U_1 \dots U_n Y_{n+1})_i \cdot (v U_1 \dots U_{n+p} E^{\mathcal{F}_{n+p}} Y_{n+p+1})_j\} = 0. \end{aligned}$$

Supposons maintenant que  $v$  est l'élément neutre  $e$  de  $SO(d)$ , et notons  $K_Y$  la matrice de covariance de  $Y_n$ , et  $K_n$  celle de  $U_1 \dots U_n Y_{n+1}$ . Un calcul simple prouve alors que:

$$K_n = \int_{SO(d)} g K_Y g^t d\sigma_n(g), \quad \text{où } \sigma_n \text{ est la loi de } U_1 \dots U_n.$$

D'après le lemme 2,  $\sigma_n$  converge vaguement vers la mesure de Haar  $\sigma$  de  $SO(d)$ . Donc:

$$K_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \int_{SO(d)} g K_Y g^t d\sigma(g) = K.$$

Comme il est clair que  $wkw^{-1} = K$  pour tout  $w \in SO(d)$ , la matrice  $K$  commute aux éléments de  $SO(d)$ , et est donc scalaire. Elle est d'autre part strictement définie positive, car la relation  $\gamma^t K \gamma = 0$  ( $\gamma \in \mathbb{R}^d$ ) implique  $\gamma^t g^t K_Y g \gamma = 0$  pour tout  $g \in SO(d)$ , et donc  $\gamma^t K_Y \gamma = 0$  pour tout  $\gamma \in \mathbb{R}^d$ , soit donc  $K_Y = 0$  et  $Y = 0$  puisque  $Y$  est centrée, ce qui est absurde,  $\mu$  étant apériodique. La matrice  $K$  est donc de la forme  $\theta I_d$ , avec  $\theta > 0$ . On en déduit alors

$$K_{M_k^e} = \frac{1}{k} \sum_{n=1}^k K_n \xrightarrow{k \rightarrow \infty} \theta I_d.$$

Enfin, si  $v \in \text{SO}(d)$ , et si  $K_n^v$  est la matrice de covariance de la  $v \cdot a \cdot v \cdot U_1 \dots U_n Y_{n+1}$ , on a :

$$K_n^v = v K_n v^t$$

D'où :

$$\begin{aligned} \|K_n^v - \theta I_d\| &= \|v K_n v^t - \theta v I_d v^t\| \\ &= \|v(K_n - \theta I_d) v^t\| \leq \|v\|^2 \|K_n - \theta I_d\| \\ &\leq d^2 \|K_n - \theta I_d\| \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0 \end{aligned}$$

uniformément en  $v$ , et cela achève la preuve du lemme 4.

Nous appellerons marche aléatoire de pas  $(U_1, Y_1) \cdot (U_2, Y_2) \cdot \dots \cdot (U_k, Y_k)$  la marche aléatoire  $Z_{nk}^g (n \geq 0)$ . Nous noterons  $V^k$  le potentiel de cette marche. Si  $h$  est positive à support compact, on a donc :

$$V^k h(v, \lambda) = \sum_{n \geq 0} \varepsilon_{v, \lambda} * \mu^{*nk}(h) = E \left( \sum_{n=0}^{\infty} h(Z_{nk}^{v, \lambda}) \right)$$

**Lemme 5.** *Il existe un  $k$  tel que la conclusion du théorème 1 soit vraie pour la marche de pas  $(U_1, Y_1) \cdot (U_2, Y_2) \cdot \dots \cdot (U_k, Y_k)$ , ie, pour toute  $h$  positive bornée à support compact*

$$|V^k h(v, \lambda)| \leq \frac{C_9}{|\lambda|^{2\alpha}} \quad \text{pour } \lambda \text{ en dehors d'un compact.}$$

*Démonstration.* 1. Soit  $\varepsilon > 0$  choisi comme dans le lemme 1. D'après le lemme 4, il existe un  $k$  tel que

$$\|K_{\frac{1}{\sqrt{\theta}} M_k} - I_d\| < \varepsilon.$$

Fixons ce  $k$ .

D'autre part, puisque pour tout  $a \in \mathbb{R}^d$ , l'application  $\sigma_a : G_d \rightarrow G_d$  définie par  $\sigma_a(v, \lambda) = (v, a\lambda)$  est un automorphisme de  $G_d$ , on ne change rien en remplaçant l'étude de la marche de pas

$$(U_1, Y_1) \cdot (U_2, Y_2) \cdot \dots \cdot (U_k, Y_k) = (U_1 U_2 \dots U_k, Y_1 + U_1 Y_2 + \dots + U_1 \dots U_{k-1} Y_k)$$

par la marche de pas

$$(U', Y') = \left( U_1 \dots U_k, \frac{1}{\sqrt{\theta k}} (Y_1 + U_1 Y_2 + \dots + U_1 \dots U_{k-1} Y_k) \right).$$

Aussi est-ce pour cette dernière marche que nous allons établir la conclusion du lemme 5. Remarquons que  $Y'$  est centrée et  $\|K_{Y'} - I_d\| < \varepsilon$ .

2. Soit  $(U'_1, Y'_1), (U'_2, Y'_2), \dots, (U'_n, Y'_n), \dots$  une suite de  $v \cdot a$  indépendantes et de même loi que  $(U', Y')$ . Soit, si  $g = (v, \lambda) \in G_d$ ,

$$X_n^{g'} = \lambda + v Y'_1 + v U'_1 Y'_2 + \dots + v U'_1 \dots U'_{n-1} Y'_n.$$

Fixons  $n$  un instant, et supposons que les  $v \cdot a (U'_i, Y'_i)$  soient définies sur un espace de probabilité produit  $\Omega_1 \times \Omega_2$ , les  $(U'_i, Y'_i)$  ( $i \leq n$ ) étant définies sur  $\Omega_1$  et  $(U'_{n+1}, Y'_{n+1})$  sur  $\Omega_2$ . On a :

$$X_{n+1}^{g'}(\omega_1, \omega_2) = X_n^{g'}(\omega_1) + v \cdot U'_1 \dots U'_n(\omega_1) Y'_{n+1}(\omega_2) \quad (\omega_1 \in \Omega_1, \omega_2 \in \Omega_2).$$

D'après le lemme 4 et le choix de  $Y'$ , la matrice de covariance de la  $v \cdot a$  centrée  $\omega_2 \rightarrow v U'_1 \dots U'_n(\omega_1) Y'_{n+1}(\omega_2)$  est, pour tout  $v$  et tout  $\omega_1$ , proche de  $I_d$  à moins de

$\varepsilon$  près. D'après le lemme 1, il existe donc un compact  $K \in \mathbb{R}^d$  tel que, si  $X_n'^g(\omega_1) \notin K$ , on ait :

$$E_{\omega_2}(b(X_{n+1}'^g(\omega_1, \omega_2))) \geq b(X_n'^g(\omega_1))$$

où le symbole espérance dans le terme de gauche de l'inégalité est pris par rapport à  $\omega_2$ , à  $\omega_1$  fixé. Soit maintenant  $T_K^g$  le temps d'entrée dans  $K$  de la suite de  $v \cdot a X_n'^g$ , ie :

$$T_K^g = \inf \{n; X_n'^g \in K\}; \quad (g = (v, \lambda) \in G_d, \lambda \notin K)$$

et soit  $\mathcal{F}'_n$  la  $\sigma$ -algèbre engendrée par  $(U'_1, Y'_1), (U'_2, Y'_2), \dots, (U'_n, Y'_n)$ . Si  $A \in \mathcal{F}'_n$ , on a :

$$\begin{aligned} E_{\omega_1} \{1_A(\omega_1) E_{\omega_2}(b(X_{n+1}'^g(\omega_1, \omega_2))); T_K^g(\omega_1) > n\} \\ \geq E_{\omega_1} \{1_A(\omega_1) \cdot b(X_n'^g(\omega_1)); T_K^g(\omega_1) > n\}. \end{aligned}$$

Soit :

$$E \{1_A \cdot b(X_{n+1}'^g); T_K^g > n\} \geq E \{1_A \cdot b(X_n'^g); T_K^g > n\}.$$

Il en résulte alors immédiatement que la suite de  $v \cdot a b(X_n'^g)$  est une sous-martingale par rapport à la famille de tribus  $\mathcal{F}'_n$ .

3) De cela, on déduit que, pour tout  $n$ , si  $\lambda \notin K$  (avec  $g = (v, \lambda)$ )

$$E(b(X_{n \wedge T_K^g}'^g)) \geq b(\lambda).$$

D'où :

$$b(\lambda) \leq E \{b(X_n'^g); n \leq T_K^g\} + E \{b(X_{T_K^g}'^g); n > T_K^g\}$$

$b$  étant majorée par 1, on a :

$$b(\lambda) \leq P \{n \leq T_K^g\} + \xi P \{n > T_K^g\}$$

où  $\xi$  est le sup des valeurs prises par  $b$  sur  $K$ , (et donc  $\xi < 1$ ). Faisant tendre vers  $n$  l'infini, on a :

$$b(\lambda) \leq 1 - P \{T_K^g < \infty\} + \xi P \{T_K^g < \infty\}.$$

Supposons maintenant  $\lambda$  assez grand pour que  $b(\lambda) = f(\lambda) = 1 - \frac{1}{|\lambda|^{2\alpha}}$ , on a :

$$P \{T_K^{v, \lambda} < +\infty\} \leq \frac{1 - \xi}{|\lambda|^{2\alpha}}.$$

Soit maintenant  $K' = \text{SO}(d) \times K$  un compact de  $G_d$ . On a alors :

$$P \{T_{K'}^{v, \lambda} < +\infty\} \leq \frac{1 - \xi}{|\lambda|^{2\alpha}},$$

où  $T_{K'}^{v, \lambda}$  est le temps d'entrée dans  $K'$  de la marche de pas  $(U', Y')$  partant de  $(v, \lambda)$  à l'instant 0. Passer de cette dernière relation à la conclusion du lemme 5 est alors classique.

Nous pouvons maintenant achever la démonstration du théorème 1. Soit  $h$  une fonction positive bornée à support compact dans  $G_d$ . D'après le lemme 5, il existe  $k, C_9$ , et  $\alpha$  tels que :

$$|V^k h(v, \lambda)| \leq \frac{C_9}{|\lambda|^{2\alpha}}.$$

Mais on a bien sûr :

$$\begin{aligned} Vh(v, \lambda) &= (\varepsilon_{v, \lambda} + \varepsilon_{v, \lambda} * \mu + \dots + \varepsilon_{v, \lambda} * \mu^{*k-1}) V^k h \\ &= \varepsilon_{v, \lambda} * \eta(V^k h) \end{aligned}$$



où la mesure  $\eta = \varepsilon_e + \mu + \mu^{*2} + \dots + \mu^{*k-1}$  admet comme  $\mu$  un moment d'ordre  $2 + \delta$ . On a donc:

$$\begin{aligned} Vh(v, \lambda) &= \int_{G_d} V^k h((v, \lambda) \cdot g) d\eta(g) \\ &= \int_{|\lambda(g)| \geq \frac{\lambda}{2}} V^k h((v, \lambda) \cdot g) d\eta(g) + \int_{|\lambda(g)| < \frac{\lambda}{2}} V^k h((v, \lambda) \cdot g) d\eta(g). \end{aligned}$$

Le second terme de cette expression est, pour  $\lambda$  assez grand, d'après le lemme 5, plus petit que  $\frac{C_9}{\left|\frac{\lambda}{2}\right|^{2\alpha}}$ . Le premier terme, la fonction  $V^k h$  étant bornée, est plus

petit que  $C_{10} \int_{|\lambda(g)| > \frac{\lambda}{2}} d\eta(g) \leq \frac{C_{11}}{|\lambda|^{2+\delta}}$ . Finalement, si  $2 + \delta > 2\alpha$ , on en déduit:

$$|Vh(v, \lambda)| < \frac{C_{12}}{|\lambda|^{2\alpha}}.$$

*Remarque.* En examinant précisément les contraintes imposées aux différentes constantes, on voit sans peine que  $\alpha$  peut être choisi arbitrairement proche de  $\frac{(d-2) \wedge \delta}{2}$ .

### Bibliographie

1. Collins, H.S.: Convergence of convolutions iterates of measures. Duke Math. J. 259–264 (1962)
2. Crepel, P.: Marches aléatoires sur le groupe des déplacements du plan. C. R. Acad. Sci. Paris Sér. A. t278, 961–963 (1.4.1974)
3. Serre, J.P.: Algèbres de Lie semi-simples complexes. New York-Amsterdam: Benjamin 1966

Bernard Roynette  
 Université d'Orléans  
 Dépt. de Mathématiques  
 domaine de la Source  
 F-45000 Orléans  
 France

(Reçu le Juin 27, 1974)