

TEORIA ERGODICA Y SIMETRIZACION

Francesc Bofill

ABSTRACT

We study the relations between simetrization by a limiting process of probabilities and functions defined on a metric compact product space and their ergodic properties.

1. Introducción.

La teoría ergódica clásica parte de un espacio de probabilidad (Ω, B, P) , de una función medible f de Ω en R y una transformación τ de Ω en Ω que conserva la medida P , para estudiar las condiciones de convergencia, correspondientes a los distintos tipos de límite, de la sucesión de promedios $f_n = [f + f(\tau) + \dots + f(\tau^{n-1})] / n$.

Estos métodos se han aplicado al estudio de la simetrización de funciones según los conceptos siguientes:

Sea (Y, A, P) un espacio de probabilidad tal que $Y = \prod_{i=1}^{\infty} \Omega$ es el conjunto de las sucesiones $y = (w_1, w_2, \dots, w_n, \dots)$ de elementos de un espacio Ω , $A = \otimes_{i=1}^{\infty} B$ y P es una probabilidad simétrica, es decir, invariante respecto de todos los grupos G_n de permutaciones de los primeros espacios factores.

Si f es integrable en (Y, A, P) entonces la sucesión, que generaliza la sucesión de promedios,

$$S_n f(w_1, \dots, w_n, w_{n+1}, \dots) = 1/n! \sum_{\sigma \in G_n} f(w_{\sigma(1)}, \dots, w_{\sigma(n)}, w_{n+1}, \dots)$$

converge casi P -seguramente hacia una función simétrica.

En el artículo [3] se estudia la simetrización de probabilidades a partir del siguiente esquema:

Sea $\Omega=Y$ un espacio métrico compacto: $Y = \prod_{i=1}^{\infty} Y_i$; y $C(Y)$ el conjunto de las funciones continuas f de Y en \mathbb{R} .

Dada una medida finita u en Y la medida $S_n^* u$ se define por la propiedad de dualidad siguiente:

$$\int_Y f dS_n^* u = \int_Y S_n f du$$

para toda $f \in C(Y)$.

Entre los resultados que se obtienen en el artículo mencionado [3] destacaremos los siguientes:

1. Sea P una probabilidad en Y . Si, para toda $f \in C(Y)$, $\{S_n f\}$ converge casi P -seguramente, $(S_n f \xrightarrow{\hat{P}} f)$, entonces $\{S_n^* P\}$ converge débilmente $(S_n^* P \Rightarrow \hat{P})$, y el límite \hat{P} es una probabilidad simétrica. El recíproco se demuestra si $P = P_y$ es una medida puntual que asigna la probabilidad 1 a un punto $y \in Y$.

2. Sea Y un espacio finito. $S_n^* P_y \Rightarrow \hat{P}_y$ si y sólo si $S_n^* P_y : Y \Rightarrow \hat{P}_y : Y$ siendo $\{S_n^* P_y : Y\}$ la sucesión obtenida por proyección en el primer espacio. En este caso \hat{P}_y es una probabilidad independiente.

En el presente trabajo generalizamos la propiedad recíproca del primer enunciado a probabilidades independientes no necesariamente puntuales y la propiedad del enunciado segundo a espacios métricos compactos cualesquiera.

En particular demostramos que si P es independiente la con-

vergencia $S_n^*P \Rightarrow \hat{P}$ se verifica si y solo si se verifica en el primer espacio, y, en este caso, \hat{P} es independiente (Teoremas 2 y 1).

La convergencia casi P -segura de las sucesiones $\{S_n f\}$ hacia una constante, para toda $f \in C(Y)$, implica la convergencia débil de $\{S_n^*P\}$ hacia una probabilidad independiente \hat{P} (Teorema 3). El recíproco se establece cuando la probabilidad P inicial es independiente (Teorema 4).

Como aplicación, si Q es una probabilidad en Y , τ es una función de Y en Y ergódica en el sentido clásico y conserva la medida, estudiamos la inmersión $w \rightarrow y(w) = (w, \tau w, \dots, \tau^n w, \dots)$ de Y en el espacio producto Y y la probabilidad P que esta inmersión induce en Y .

Dado que el proceso empírico acotado se obtiene a partir de un punto $y = (x_1, \dots, x_n, \dots) \in Y$, cuando Y es un intervalo cerrado de R , podemos poner en evidencia que los teoremas anteriores constituyen una generalización a los espacios métricos compactos del teorema de Glivenko-Cantelli y de los resultados obtenidos en [8], destacando que la convergencia de la sucesión de funciones de distribución empírica es equivalente a la propiedad de convergencia débil $S_n^*P_y \Rightarrow \hat{P}_y$ en el espacio producto Y .

Finalmente, en el apartado 3, prescindimos de la hipótesis de independencia de P y caracterizamos la convergencia $S_n^*P \Rightarrow \hat{P}$, cuando el límite \hat{P} es independiente, en términos de convergencia en probabilidad de las sucesiones $\{S_n f\}$.

2. Simetrización de probabilidades independientes. Probabilidades fuertemente ergódicas.

Si F_i designa el espacio de las funciones de $C(Y)$ que dependen solo de la i -ésima coordenada, una condición necesaria y suficiente para que P , definida en Y , sea independiente es que, para todo $k \in \mathbb{N}$ y para toda $f_1 \in F_1, \dots, f_k \in F_k$, se verifique

$$\int_Y f_1 x \dots x f_k dP = \int_Y f_1 dP x \dots x \int_Y f_k dP$$

Estudiamos las propiedades de la convergencia débil de la sucesión $\{S_n^* P\}$ cuando P es independiente.

Lema. Sea $P = P_1 x \dots x P_n x \dots$ una probabilidad independiente. Si existe uno de los límites siguientes existe el otro y

$$\lim_n \int_Y S_n(f_1 x \dots x f_k) dP = \lim_n \left(\int_Y S_n f_1 dP x \dots x \int_Y S_n f_n dP \right).$$

En general aunque P sea independiente, $S_n^* P$ no lo es. No obstante la propiedad de independencia se recupera para el límite de $\{S_n^* P\}$.

Teorema 1. Si $P = P_1 x \dots x P_n x \dots$ es independiente y si $S_n^* P \Rightarrow \hat{P}$, entonces \hat{P} es independiente.

Demostración: Sea $k \in \mathbb{N}$. Sean $f_1 \in F_1, \dots, f_k \in F_k$. Por hipótesis:

$$\begin{aligned} 1. \quad & \int_Y f_1 x \dots x f_k dP = \lim_n \int_Y f_1 x \dots x f_k dS_n^* P = \lim_n \int_Y S_n(f_1 x \dots x f_n) dP; \\ 2. \quad & \int_Y f_1 d\hat{P} x \dots x \int_Y f_k d\hat{P} = \left(\lim_n \int_Y f_1 dS_n^* P \right) x \dots x \left(\lim_n \int_Y f_k dS_n^* P \right) \\ & = \lim_n \left(\int_Y S_n f_1 dP x \dots x \int_Y S_n f_k dP \right), \end{aligned}$$

y, según el Lema,

$$\int_Y f_1 x \dots x f_k d\hat{P} = \int_Y f_1 d\hat{P} x \dots x \int_Y f_k d\hat{P}.$$

El álgebra de funciones de $C(Y)$ generada por los productos finitos $f_1 x \dots x f_k$, $f_i \in F_i$, con cualquier número de factores, es densa en $C(Y)$, de esta propiedad se deduce que $P_n \Rightarrow \hat{P}$ si y sólo si

$$\int_Y f_1 x \dots x f_k dP_n \rightarrow \int_Y f_1 x \dots x f_k d\hat{P}$$

se verifica para todo $k \in \mathbb{N}$ y para toda $f_1 \in F_1, \dots, f_k \in F_k$.

Por otro lado, si $P:Y_i$ es la probabilidad inducida por P en la i -ésima coordenada, dado $i \in \mathbb{N}$, se tiene, para $n \geq i$, $(S_n^*P):Y_i = (P:Y_1 + \dots + P:Y_n)/n$.

Teorema 2. Si $P = P_1 \times \dots \times P_n \times \dots$ es independiente entonces

$$(S_n^*P):Y_1 = (P_1 + \dots + P_n)/n \Rightarrow Q \text{ si y sólo si } S_n^*P \Rightarrow \hat{P}.$$

$\hat{P} = Q \times \dots \times Q \times \dots$ es la única probabilidad simétrica e independiente que induce Q por proyección en cada coordenada.

Demostración: La condición $S_n^*P \Rightarrow \hat{P}$ implica

$$\int_Y f \, dS_n^*P \rightarrow \int_Y f \, d\hat{P}$$

para toda $f \in F_1$; en consecuencia $(S_n^*P):Y_1 \Rightarrow \hat{P}:Y_1$.

Recíprocamente supongamos $(S_n^*P):Y_1 \Rightarrow Q$. Sean $f_1 \in F_1, \dots, f_k \in F_k$. Dado que $\hat{P} = Q \times \dots \times Q \times \dots$ es independiente,

$$\int_Y f_1 \times \dots \times f_k \, d\hat{P} = \int_Y f_1 \, d\hat{P} \times \dots \times \int_Y f_k \, d\hat{P} = \int_{Y_1} f_1 \, dQ \times \dots \times \int_{Y_k} f_k \, dQ.$$

Por hipótesis $(S_n^*P):Y_i \Rightarrow Q$ para todo $i \in \mathbb{N}$, Y , por tanto,

$$\begin{aligned} \int_{Y_1} f_1 \, dQ \times \dots \times \int_{Y_k} f_k \, dQ &= \lim_n \int_{Y_1} f_1 \, d(S_n^*P):Y_1 \times \dots \times \lim_n \int_{Y_k} f_k \, d(S_n^*P):Y_k \\ &= \lim_n \left(\int_Y f_1 \, dS_n^*P \times \dots \times \int_Y f_k \, dS_n^*P \right) = \lim_n \left(\int_Y S_n f_1 \, dP \times \dots \times \int_Y S_n f_k \, dP \right). \end{aligned}$$

Así pues, según el Lema anterior

$$\int_Y f_1 \times \dots \times f_k \, d\hat{P} = \lim_n \int_Y S_n (f_1 \times \dots \times f_k) \, dP = \lim_n \int_Y f_1 \times \dots \times f_k \, dS_n^*P \text{ y } S_n^*P \Rightarrow \hat{P}.$$

Llamaremos fuertemente ergódica a toda probabilidad P en Y que verifique la condición siguiente: $S_n f \rightarrow \hat{f}$ y \hat{f} es casi P -seguramente constante para toda $f \in C(Y)$.

La aplicación a probabilidades puntuales del Teorema 1 permite recuperar inmediatamente, para el caso general, el siguiente teorema establecido en [3] cuando Y es un espacio finito.

Teorema 3. Si P es fuertemente ergódica entonces $S_n^* P \Rightarrow \hat{P}$ y $\hat{P} = \hat{P}_y$ casi P -seguramente. En consecuencia \hat{P} es independiente.

Si $y \in Y$, la existencia de $\lim_n S_n f(y)$, para toda $f \in F_1$, implica la existencia de este límite para toda $f \in C(Y)$.

Establecemos ahora el recíproco del Teorema 3 cuando P es una probabilidad independiente.

Teorema 4. Si $P = P_1 \times \dots \times P_n \times \dots$ es independiente y si $S_n^* P \Rightarrow \hat{P}$ entonces P es fuertemente ergódica.

Demostración: Es suficiente ver que $S_n f \rightarrow \hat{f}$ y \hat{f} es casi P -seguramente constante, si $f \in F_1$.

La hipótesis de independencia de P implica que $f(y_1), \dots, f(y_n), \dots$ es una sucesión de variables aleatorias independientes.

Si

$$E_n = \int_Y f(y_n) dP, \quad \sigma_n^2 = \int_Y |f(y_n) - E_n|^2 dP$$

son respectivamente la esperanza y la varianza de $f(y_n)$, entonces para todo $n \in \mathbb{N}$.

$$|f(y_n)| \leq \|f\|, \quad |E_n| \leq \|f\| \quad \text{y} \quad \sigma_n^2 \leq 4 \|f\|^2,$$

en consecuencia la serie

$$\sum_{n=1}^{\infty} \sigma_n^2 / n^2 < \infty$$

y, según el teorema de Kolmogorov,

$$1/n \sum_{i=1}^{\infty} [f(y_i) - E_i] \rightarrow 0 \quad (1)$$

casi P-seguramente.

Por hipótesis $S_n^* P \Rightarrow \hat{P}$, y

$$\int_Y S_n f dP = \int_Y f dS_n^* P \rightarrow \int_Y f d\hat{P};$$

ahora bien, dado que $f \in \mathcal{F}_1$, $S_n f = (f(y_1) + \dots + f(y_n))/n$. Es decir,

$$1/n \sum_{i=1}^n E_i \rightarrow \int_Y f d\hat{P}$$

y de (1) obtenemos

$$S_n f \rightarrow \hat{f} = \int_Y f d\hat{P}$$

casi P-seguramente.

Consecuencias y comentarios.

1. Sea Q una probabilidad en el espacio Y , y τ una aplicación de Y en Y que conserva la medida, ergódica, en el sentido clásico, respecto de Q .

La aplicación de las técnicas anteriores al estudio de la inmersión natural $w \rightarrow y(w) = (w, \tau w, \dots, \tau^n w, \dots)$ de Y en el espacio producto Y y de la probabilidad P inducida en Y por esta inmersión, conduce a los resultados siguientes:

a) P es una probabilidad fuertemente ergódica.

Este resultado se obtiene por aplicación del teorema ergódico puntual a las funciones de \mathcal{F}_1 .

b) $Q-\hat{P}_{y(w)}: Y$ casi Q -seguramente.

En efecto: En virtud del Teorema 3, $S_n^*P \Rightarrow \hat{P}$ y $\hat{P}=\hat{P}_y$ es el límite débil de $\{S_n^*P\}$ casi P -seguramente. Por otro lado, la condición de conservación de la medida impuesta a τ es equivalente a $P:Y=Q$ para todo $i \in \mathbb{N}$. En consecuencia, si $k \in \mathbb{N}$ y $n \geq k$, $(S_n^*P):Y_k = (P:Y_1 + \dots + P:Y_n)/n = Q$. Así pues $(S_n^*P):Y_k \Rightarrow Q$, y según el Teorema 2, $Q=\hat{P}:Y$. Es decir $Q=\hat{P}_y:Y$ casi P -seguramente y $Q=P_{y(w)}:Y$ casi Q -seguramente.

c) Sea Y un espacio finito. Para cada $w \in Y$, la sucesión $\{S_n^*P_{y(w)}\}$ converge débilmente. Si $\hat{P}_{y(w)}$ es su límite, la probabilidad $\hat{P}_{y(w)}:Y$ es invariante y ergódica respecto de τ . Recíprocamente, según b), toda probabilidad invariante y ergódica respecto de τ es de la forma $\hat{P}_{y(w)}:Y$.

d) Dado $y=(y_1, \dots, y_n, \dots) \in Y$, definimos la órbita de y por

$$\theta(y) = \bigcup_{n=1}^{\infty} \{(y_{\sigma(1)}, \dots, y_{\sigma(n)}, y_{n+1}, \dots); \sigma \in G_n\}.$$

Si Q no se anula sobre los conjuntos abiertos, $\theta[y(w)]$ es casi Q -seguramente densa en Y .

2. a) El Teorema 3 constituye una generalización a espacios métricos compactos del teorema de Glivenko-Cantelli, que se obtiene como aplicación al caso particular $Y=[0,1]$. En efecto:

Sea $Y=[0,1]$, Q una probabilidad en Y y $F(x)$ la función de distribución de Q . La función de distribución $F_n(x,y)$ de $S_n^*P_y:Y$ coincide con la función de distribución empírica de orden n al realizarse la experiencia $y=(y_1, \dots, y_n, \dots) \in Y$.

La probabilidad $P=Qx \dots xQx \dots$ es simétrica e independiente y por tanto (cf.[3]) es fuertemente ergódica. El Teorema 3 afirma que, casi P -seguramente, $S_n^*P_y \Rightarrow P$; condición, según el Teorema 2, equivalente a $S_n^*P_y:Y \Rightarrow Q$ y a $F(x,y) \rightarrow F(x)$ para todo punto $x \in [0,1]$ de continuidad de $F(x)$.

Un razonamiento standard amplia la validez de este resultado a toda la recta real y establece que la convergencia casi P-segura anterior es uniforme en R .

b) Análogamente una aplicación del Teorema 4 a $Y=[0,1]$ reproduce una generalización del resultado a) anterior establecida en [8]:

Sea $P=P_1 \times \dots \times P_n \times \dots$ una probabilidad independiente en Y . Supongamos $(P_1 + \dots + P_n)/n = (S_n^* P): Y \Rightarrow Q$, y sea $F(x)$ la función de distribución de Q . Entonces $S_n^* P \Rightarrow \hat{Q} = Q \times \dots \times Q \times \dots$. Según el Teorema 4 P es fuertemente ergódica y, casi P-seguramente, $S_n^* P_y \Rightarrow \hat{Q}$; en consecuencia $F_n(x, y) \rightarrow F(x)$ para todo punto $x \in [0,1]$ de continuidad de $F(x)$ y casi P-seguramente.

No obstante, el siguiente contraejemplo ilustra que, en este caso, la convergencia casi P-segura anterior no es necesariamente uniforme en $[0,1]$: Sea

$$y_0 = (0, \frac{1}{4}, \frac{2}{6}, \dots, \frac{n-1}{2n}, \dots).$$

$P=P_{y_0}$ es independiente y, siendo $(n-1)/2n \rightarrow 1/2$, $(S_n^* P_{y_0}): Y \Rightarrow P_{1/2}$. Si $F(x)$ es la función de distribución de P se tiene $F_n(1/2, y_0) = 1$ y $F(1/2) = 0$.

3. Probabilidades debilmente ergódicas.

La sucesión $\{S_n f\}$, $f \in C(Y)$, es equiacotada por la norma de f . Por tanto son también equiacotadas las sucesiones $\{|S_n f|^p\}$, $1 \leq p < \infty$, propiedad que implica su equiintegrabilidad. Así pues la convergencia en probabilidad de las sucesiones $\{S_n f\}$ es equivalente a su convergencia en L^p , $1 \leq p < \infty$.

Estudiamos ahora la relación entre la condición $S_n^* P \Rightarrow \hat{P}$ y \hat{P} es independiente, y la convergencia en probabilidad según P de

las sucesiones $\{S_n f\}$.

Diremos que P es débilmente ergódica si $S_n f \xrightarrow{P} \hat{f}$ y \hat{f} es casi P -seguramente constante para toda $f \in C(Y)$.

Lema. Si $f_1 \in F_1, \dots, f_k \in F_k$ y si $S_n f_i \xrightarrow{L^1} \hat{f}_i$, $i=1, 2, \dots, k$, entonces $S_n(f_1 \times \dots \times f_k) \xrightarrow{L^1} \hat{f}_1 \times \dots \times \hat{f}_k$.

Teorema. Si P es débilmente ergódica, $S_n^* P \Rightarrow \hat{P}$ y \hat{P} es independiente.

Demostración: Por hipótesis, si $f \in C(Y)$, $S_n f \xrightarrow{L^1} \hat{f}$ y, por tanto,

$$\int_Y S_n f \, dP \rightarrow \int_Y \hat{f} \, dP.$$

Por otro lado, toda sucesión de probabilidades en un espacio métrico compacto admite una subsucesión débilmente convergente. Así pues existen $i_1 < i_2 < \dots < i_n < \dots$ y una probabilidad \hat{P} tales que $S_{i_n}^* P \Rightarrow \hat{P}$ y

$$\int_Y S_{i_n} f \, dP = \int_Y f \, dS_{i_n}^* P \rightarrow \int_Y f \, d\hat{P}$$

La sucesión convergente $\{\int_Y S_n f \, dP\}$ tiene el mismo límite que la subsucesión $\{\int_Y S_{i_n} f \, dP\}$, es decir,

$$\int_Y f \, dS_n^* P = \int_Y S_n f \, dP \rightarrow \int_Y f \, d\hat{P}$$

y esta relación implica $S_n^* P \Rightarrow \hat{P}$.

Veamos que \hat{P} es independiente. Sean $f_1 \in F_1, \dots, f_k \in F_k$.

$$\int_Y f_1 \times \dots \times f_k \, d\hat{P} = \lim_n \int_Y S_n(f_1 \times \dots \times f_k) \, dP.$$

Según el Lema, dado que por hipótesis $\hat{f}_1, \dots, \hat{f}_k$ son constantes,

$$\begin{aligned} \lim_n \int_Y S_n(f_1 x \dots x f_k) dP &= \int_Y \hat{f}_1 x \dots x \hat{f}_k dP \\ &= \int_Y f_1 dP x \dots x \int_Y \hat{f}_k dP = \int_Y f_1 d\hat{P} x \dots x \int_Y f_k d\hat{P}, \end{aligned}$$

por tanto

$$\int_Y f_1 x \dots x f_k d\hat{P} = \int_Y f_1 d\hat{P} x \dots x \int_Y f_k d\hat{P}$$

y \hat{P} es independiente.

Para establecer el recíproco de este teorema necesitaremos el siguiente

Lema. Si $S_n^* P \Rightarrow \hat{P}$, \hat{P} es independiente y $f \in F_1$, entonces

$$\lim_n \int_Y (S_n f)^2 dP = (\lim_n \int_Y S_n f dP)^2.$$

Teorema. Si $S_n^* P \Rightarrow \hat{P}$ y \hat{P} es independiente, entonces P es débilmente ergódica.

Demostración: Sea $f \in F_1$. \hat{P} es una probabilidad simétrica e independiente. En consecuencia es fuertemente ergódica (cf. [3]). Así pues

$$a) S_n f \rightarrow \hat{f} = k \text{ casi } P\text{-seguramente,}$$

$$b) \int_Y f d\hat{P} = \int_Y \hat{f} d\hat{P} = k, \text{ es decir}$$

$$\lim_n \int_Y S_n (f-k) dP = \int_Y (f-k) d\hat{P} = 0,$$

y, según el Lema,

$$\lim_n \int_Y (S_n f - k)^2 dP = \lim_n \int_Y [S_n (f-k)]^2 dP = [\lim_n \int_Y S_n (f-k) dP]^2 = 0.$$

En consecuencia, $S_n f \xrightarrow{L^2} k$ y $S_n f \xrightarrow{P} k$.

Bibliografia

- [1] PATRICK BILLINGSLEY. "Convergence of probability measures".
John Willey N.Y. 1968.
- [2] PATRICK BILLINGSLEY. "Ergodic Theory and Information".
John Willey N.Y. 1965.
- [3] E. BONET. "Contribución al estudio de la Teoría Ergódica de
Procesos aleatorios con valores en espacios métricos compac-
tos". Stochastica Vol. 1, n°. 1, Barcelona 1975.
- [4] J. DICKINSON GIBBONS. "Nonparametric Statistical Inference".
Mc. Graw Hill N.Y. 1971.
- [5] N. DUNFORD, J. T. SCHWARTZ. "Linear operators". New York 1958.
- [6] K. KRICKEBERG. "Teoría de la probabilidad". Trad. Teide. Bar-
celona 1973.
- [7] J. NEVEU. "Bases mathematiques du Calcul des Probabilites".
Masson et Cie., Paris 1964.
- [8] R. RECHTSCHAFFEN. "Weak Convergence of the Empiric Process
for independant Random Variables". The Annals of Statistics,
Vol. 3,
- [9] W. A. VEECH. "Finite Group Extensions of irrational Rotations".
Israel Journal of Mathematics, Vol. 21, n° 2-3, 1975.

Departamento de Matemáticas.

E.T.S. de Ingenieros Industriales de
Terrassa. Universidad Politécnica de
Barcelona.

C. Colon 11, TERRASSA (Barcelona). ESPAÑA.