Graciela Boente

#### Introducción al FDA

- En muchos casos, observar y guardar funciones como resultado de un experimiento aleatorio es posible por el desarrollo de instrumentos de medición a tiempo real y de las capacidades de almacenamiento de datos.
- Ejemplo: Para pacientes incluídos en ensayos clínicos, la presión arterial se monitorea a tiempo continuo durante 24 o 48 hs.
- Evolución de la Estadística: univariada → multivariada → funcional (desde 1990, approx.).
- Dato funcional: en general, es una curva que procede de la realización de un proceso estocástico en tiempo continuo.

#### Introducción al FDA

- Muestra: conjunto de funciones observadas en instantes de tiempo.
- Dichas muestras en las que la función es observada en cada unidad muestral (individuo) se llaman Datos Funcionales
- El argumento de las curvas no siempre es el tiempo (Quimiometría)
- Las funciones aleatorias son los elementos estadísticos en estos casos. (Ramsay and Silverman 2005).

#### Introducción al FDA

- El Análisis de datos funcionales FDA se ocupa de la descripción estadística y el modelado de muestras de funciones aleatorias.
- Un amplio panorama sobre FDA puede verse en
  - Ramsay and Silverman (2002, 2005),
  - Ferraty and Vieu (2006),
  - Horváth and Kokoszka (2012), Inference for functional data with applications, Springer Science and Business Media.
  - Kokoszka and Reimherr (2017), Introduction to functional data analysis, Chapman and Hall CRC Press.
- Recursos disponibles en R
  - Librería fda (Ramsay, Wickham, Graves & Hooker)
  - Librería fda.usc (Febrero-Bande & Oviedo de la Fuente)
  - Librería fds (Hyndman & Shang)
  - https://robjhyndman.com/software/



### Definición formal FDA

- Como en Ferraty y Vieu (2006) diremos que un elemento aleatorio  $X: \Omega \to \mathcal{H}$  es una variable aleatoria funcional si  $\mathcal{H}$ , el espacio de posibles valores de X, tiene dimensión infinita. Una observación de X se dirá un dato funcional.
- Una observación x de X se llama un dato funcional.
- Un conjunto de datos funcionales  $x_1, \ldots, x_n$  corresponde a la observación de n variables funcionales  $X_1, \ldots, X_n$  con la misma distribución que X.

#### Definición formal FDA

• Sea  $\mathcal{I} = [a; b] \subset \mathbb{R}$ . Usualmente trabajamos con datos funcionales que son elementos de

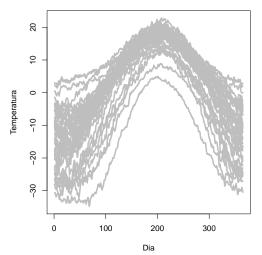
$$L^2(\mathcal{I}) = \{f: \mathcal{I} o \mathbb{R}; ext{ tales que } \int_{\mathcal{I}} f^2(t) \, dt < \infty \}$$

•  $L^2(\mathcal{I})$  con el producto interno usual

$$\langle f, g \rangle = \int_{\mathcal{T}} f(t) g(t) dt$$

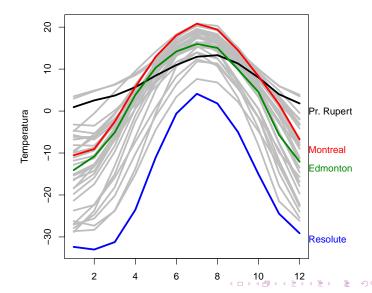
es un espacio de Hilbert separable.

### Temperatura diarias de 35 estaciones climáticas en Canadá

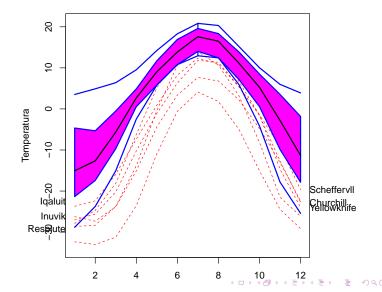


Representación básica de Datos Funcionales

### Temperatura mensuales en Canadá: Promedios sobre 30 años

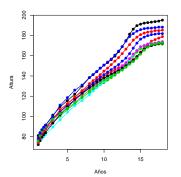


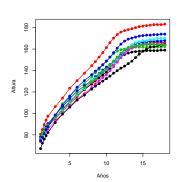
# Temperatura mensuales en Canadá: Promedios sobre 30 años



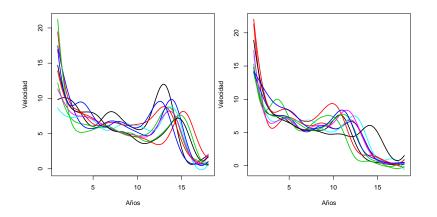
#### Datos de crecimiento

Altura de 39 niños y 54 niñas medidas sobre un conjunto de 31 edades (de 1 a 18 años) en el estudio Berkeley Growth Study Varones Mujeres



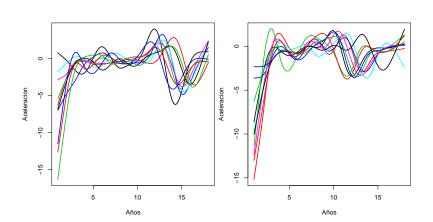


library(fda); data(growth); demo(growth)



Las derivadas de datos funcionales son nuevos datos funcionales que pueden ser tan (o más) informativos que las funciones originales





#### Reconstrucción

En la práctica se dispone de observaciones discretas, de modo que el primer paso en FDA es reconstruir la forma funcional.

- Información muestral:  $X_1(t), X_2(t), \dots, X_n(t)$
- Variable funcional:  $X = \{X(t) : t \in \mathcal{I}\}$
- Funciones muestrales pertenecientes a  $L^2(\mathcal{I})$

**Problema**: Observaciones discretas,  $x_{ik}$ , de  $X_i(t)$  en tiempos

$$\{t_{i0}, t_{i1}, \ldots, t_{im_i}\}$$
  $t_{ii} \in \mathcal{I}$   $i = 1, \ldots, n$ 

#### Reconstrucción

 En muchos casos, los datos se registran en la misma grilla de puntos

$$t_1,\ldots,t_p$$

para todos los individuos.

• Si el registro es hecho por un instrumento, como en el electroencefalograma o en la resonancia magnética, el tiempo es usualmente equiespaciado

$$t_j - t_{j-1} = t_{j+1} - t_j$$
 para todo  $j$ 

 En el estudio de las propiedades asintótica, se supone que el espaciado  $t_{i+1} - t_i$  converge a 0 cuando  $n \to \infty$ .

Por lo tanto,  $p=p_n$  es una sucesión que crece a infinito.



- Aunque valores grandes de p llevan a lo que suele denominarse un problema de alta dimensión, también significa que se observan más datos en el intervalo I, lo cual se convierte en una bendición más que en una maldición.
- Esta bendición se obtiene imponiendo suposiciones de suavidad sobre el proceso en L<sup>2</sup>, de modo que mediciones en puntos de tiempo cercanas se puedan agrupar para superar la maldición de la dimensión.
- De esta forma, el suavizado sirve como herramienta de regularización.

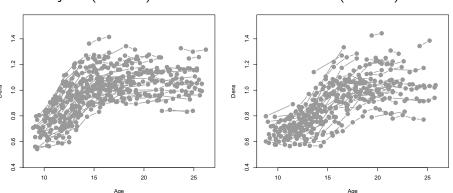
#### Reconstrucción

- Aunque no existe una definición formal de datos funcionales densos, la convención es declarar que los datos funcionales son densos (como opuesto a esparso) cuando  $p_n \to \infty$  lo suficientemente rápido como para permitir que el estimador de  $\mu(t) = \mathbb{E}X(t)$  tenga tasa de convergencia paramétrica  $\sqrt{n}$ para distancia como la norma  $L^2$ .
- Datos registrados en forma esparsa o rala ocurren en muchos estudios longitudinales para los que los individuos se miden en diferentes tiempos con distintos números de mediciones por individuo.
- En este último caso, mi el número de registros para el individuo i puede mantenerse acotado, o sea,

$$\sup_{1\leq i\leq n}m_i\leq C<\infty$$

### Datos ralos - Densidad ósea

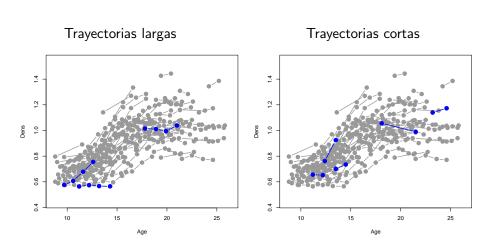
Mujeres 
$$(n = 153)$$
 Hombres  $(n = 127)$ 



Densidad mineral espinal ósea  $(g/cm^2)$  tomada en diferentes edades. En forma agregada, hay 860 observaciones medidas sobre un período de casi 2 décadas, pero solo hay 2-4 mediciones para cada individuo.

Cortesía de Gareth James. James & Sugar (2003). ver también Yao, Wu &

### Datos ralos - Densidad ósea - Hombres



#### Solución en el caso denso

Supongamos que  $X_i(t)$  se observa en tiempos

$$\{t_{i0}, t_{i1}, \ldots, t_{im_i}\}$$
  $t_{ij} \in \mathcal{I}$   $i = 1, \ldots, n$ 

tales que  $\{t_{i0}, t_{i1}, \ldots, t_{im_i}\}$  cubren  $\mathcal{I}$ 

Usar un suavizador como los basados en núcleos.

$$\widehat{X}_i(t) = rac{1}{nh} \sum_{j=1}^{m_i} K\left(rac{t_{ij}-t}{h}
ight) X_i(t_{ij})$$

- **Inconveniente**: No permite evaluar fácilmente las derivadas, ya que las ventanas adecuadas para predecir  $X_i(t)$  pueden no serlo para sus derivadas.
- Usar Representación en bases

# Usar Representación en bases

Supongamos tener una base  $\{\phi_j\}$  y sea p tal que

$$X_i(t) pprox \sum_{j=1}^p a_{ij}\phi_j(t)$$

• Usamos los valores  $x_{ij} = X_i(t_{ij})$  donde  $\{t_{i0}, t_{i1}, \ldots, t_{im_i}\}$  cubren  $\mathcal I$  para estimar los coeficientes  $a_{ij}$  y obtener

$$\widehat{X}_i(t) = \sum_{i=1}^p \widehat{a}_{ij} \phi_j(t)$$

• Ventaja: Permite evaluar fácilmente las derivadas como

$$\widehat{X}_i^{(s)}(t) = \sum_{j=1}^p \widehat{a}_{ij} \phi_j^{(s)}(t)$$

#### Bases

Supongamos tener una base  $\{\phi_i\}$  y sea p tal que

$$X_i(t) pprox \sum_{j=1}^p \mathsf{a}_{ij} \phi_j(t)$$

- Bases fijas:
  - Base de Fourier
  - Base de Legendre
- Bases crecientes:
  - Base de Bernstein
  - Base de *B*-splines

# Base de B-splines en $\mathcal{I} = [a, b]$

$$\begin{aligned} & a = \tau_1 = \dots = \tau_{\ell} < \tau_{\ell+1} < \dots < \tau_{m+\ell+1} = \dots = \tau_{m+2\ell} = b \\ & \mathcal{T} = \{\tau_i\}_{i=1}^{m+2\ell} \\ & \mathcal{I}_j = [\tau_{\ell+j}, \tau_{\ell+j+1}) \quad j = 0, \dots, m-1 \\ & \mathcal{I}_m = [\tau_{m+\ell}, \tau_{m+\ell+1}] \end{aligned}$$

Dado un entero positivo ℓ, definamos

 $\mathcal{PP}_{\ell} = \{f : \text{ existen polinomios } p_0, p_1, \dots, p_k \text{ de grado a lo sumo } \ell - 1\}$ tales que  $f(t) = p_i(t)$  para todo  $t \in \mathcal{I}_i$ .

Llamaremos a  $\mathcal{PP}_m$  el espacio de los polinomios de a trozos de orden  $\ell$  con nodos  $\tau_{\ell} < \cdots < \tau_{m+\ell+1}$ ,

# Base de B-splines en $\mathcal{I} = [a, b]$

• El espacio de los splines polinomiales de orden  $\ell > 1$  con nodos  ${\mathcal T}$  , es

$$\mathcal{S}_{\ell}(\mathcal{T}) = \mathcal{P}\mathcal{P}_{\ell} \cap \mathcal{C}^{\ell-2}([a,b])$$

• De acuerdo al Corolario 4.10 de Schumaker (1981), para cualquier  $g \in \mathcal{S}_{\ell}(\mathcal{T})$  existe una clase de B-splines  $\{B_j : 1 \leq j \leq k\}$ , con  $k = m + \ell$ , tal que

$$g = \sum_{j=1}^k \lambda_j B_j.$$

# Base de B-splines en $\mathcal{I} = [a, b]$

• La base cumple

$$egin{align} B_j(t)=0 & t
otin [y_j,y_{j+\ell}]\,, \qquad B_j(t)>0 & t\in (y_j,y_{j+\ell})\ \ \sum_{j=1}^k B_j(t)=1 & t\in [a,b] \ \ \end{array}$$

• Más aún dada  $f \in \mathcal{H}_r$ ,  $\ell \geq r+2$ 

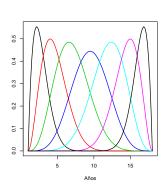
$$\mathcal{H}_r = \{ g \in C^r[a, b] : \|g^{(j)}\|_{\infty} \le C_1, \ 0 \le j \le r \ y$$
  
 $|g^{(r)}(z_1) - g^{(r)}(z_2)| \le C_2|z_1 - z_2| \}.$ 

existe 
$$g \in \mathcal{S}_{\ell}(\mathcal{T})$$
 tal que  $\|g - f\|_{\infty} = O(k^{-r})$ 

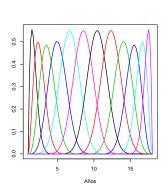
create.bspline.basis(rangeval = c(a, b), norder =  $\ell$ , breaks =  $\mathcal{T}$ )

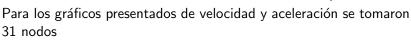
# Datos de crecimiento: Bases de B-splines

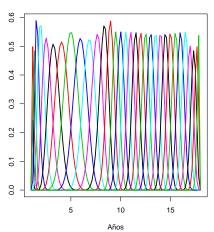
#### 5 nodos



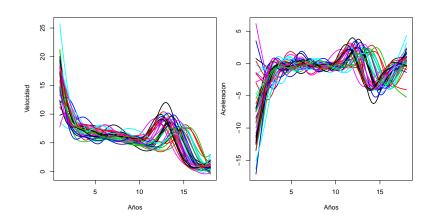
### 10 nodos

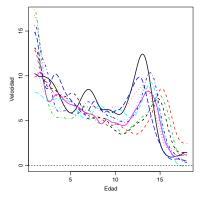


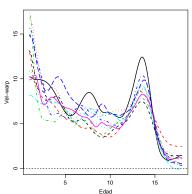




### Velocidad y aceleración de niños







### Esperanza

Sea  $X: \Omega \to \mathcal{H}$  un elemento aleatorio.

Diremos que X es integrable si  $\mathbb{E}||X|| < \infty$ .

•  $\mu = \mathbb{E}(X)$  es el elemento de  $\mathcal{H}$  que verifica que

$$\langle \mu, u \rangle = \mathbb{E}(\langle X, u \rangle) \qquad \forall u \in \mathcal{H}$$

• Si  $\mathcal{H} = L^2(\mathcal{I})$ 

$$\mu(t) = \mathbb{E}(X(t)) \quad \forall t \in \mathcal{I}$$

Sea  $X: \Omega \to \mathcal{H}$  un elemento aleatorio.

Diremos que X es de cuadrado integrable si  $\mathbb{E}||X||^2 < \infty$ , en cuyo caso

 El operador de covarianza de X, Γ, se define como el operador lineal  $\Gamma: \mathcal{H} \to \mathcal{H}$  tal que

$$\langle \Gamma u, v \rangle = \text{Cov}(\langle u, X \rangle, \langle v, X \rangle) \forall u, v \in \mathcal{H}$$

- En particular,  $\langle \Gamma u, u \rangle = \text{VAR}(\langle u, X \rangle^2)$
- $\Gamma u = \mathbb{E} (\langle u, X \mu \rangle (X \mu))$
- $\Gamma = \mathbb{E}\left\{ (X \mu) \otimes (X \mu) \right\}$ donde  $u \otimes v : \mathcal{H} \to \mathcal{H}$  se define  $como(u \otimes v)w = \langle v, w \rangle u$ .

• Si  $\mathcal{H}=L^2(\mathcal{I})$ , se llama núcleo de covarianza  $\gamma$  a

$$\gamma(s,t) = \mathrm{Cov}(X(s),X(t))$$

Se cumple

$$(\Gamma f)(s) = \int_{\mathcal{I}} \operatorname{Cov} \{X(s), X(t)\} f(t) dt$$
$$= \int_{\mathcal{I}} \gamma(s, t) f(t) dt,$$

- Γ es un operador simétrico, definido no negativo. Por lo tanto, sus autovalores son no–negativos.
- Más aún, si  $\lambda_j \geq 0$  son sus autovalores asociados a las autofunciones  $\phi_j$  (ortonormales), por la igualdad de Parseval

$$\sum_{j\geq 1} \lambda_j = \sum_{j\geq 1} \mathbb{E}\left\{ \langle X, \phi_j \rangle^2 \right\} = \mathbb{E} \|X\|^2 < \infty$$

pues

$$\lambda_j = \langle \Gamma \phi_j, \phi_j \rangle = \mathbb{E} \left\{ \langle X, \phi_j \rangle^2 \right\}$$

Por lo tanto,  $\Gamma$  es un operador acotado de traza y esta condición es necesaria.

• Contraejemplo Sea  $\mathcal{H} = L^2(0,1)$  y  $\{\phi_i\}_{i\geq 1}$  una base ortonormal, definamos

$$\Upsilon = \sum_{j \ge 1} \frac{1}{j} \phi_j \otimes \phi_j$$

↑ es un operador acotado pues

$$\|\Upsilon u\|^2 = \left\| \sum_{j \ge 1} \frac{1}{j} \langle \phi_j, u \rangle \phi_j \right\| = \sum_{j \ge 1} \frac{1}{j^2} \langle \phi_j, u \rangle^2 \le \sum_{j \ge 1} \langle \phi_j, u \rangle^2 = \|u\|^2$$

•  $\Upsilon$  es claramente simétrico y definido no-negativo. Los autovalores de  $\Upsilon$  son 1/i y como

$$\sum_{j\geq 1} \frac{1}{j} = \infty$$

 $\Upsilon$  no es un operador de covarianza.

### Ley de los grandes números

- (Ω, B, P) un espacio de probabilidad.
- H un espacio de Hilbert separable.
- $X_n: \Omega \to \mathcal{H}$  una sucesión de elementos aleatorios i.i.d.,  $X_i \sim X$ , tales que  $\mathbb{E}||X||^2 < \infty$ .
- Sea  $\mu = \mathbb{E}X$ , entonces

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\xrightarrow{a.s.}\mu$$

$$\mathbb{P}\left(\left\|\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}-\mu\right\|\to0\right)=1$$

Chen, Y. & Zhu, W. (2011). Note on the strong law of large numbers in a Hilbert space. General Mathematics, 19, 11-18.

- $(\Omega, \mathcal{B}, \mathbb{P})$  un espacio de probabilidad.
- H un espacio de Hilbert separable.
- $X_n: \Omega \to \mathcal{H}$  una sucesión de elementos aleatorios independientes de a pares,  $X_i \sim X$ , tales que  $\mathbb{E}||X|| < \infty$ .
- Sea  $\mu = \mathbb{E}X$ , entonces

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\stackrel{a.s.}{\longrightarrow}\mu$$

#### Elementos Gaussianos

- $(\Omega, \mathcal{B}, \mathbb{P})$  un espacio de probabilidad.  $\mathcal{H}$  un espacio de Hilbert separable.
- Un elemento aleatorio  $X:\Omega\to\mathcal{H}$  se dice Gaussiano si  $\langle u,X\rangle$ es una variable aleatoria normal para todo  $u \in \mathcal{H}$ .
- X es Gaussiano si y sólo si  $\mathbb{E}||X||^2 < \infty$  y para todo  $u \in \mathcal{H}$

$$\varphi_X(u) = \mathbb{E}\left\{\exp\left(i\langle u, X\rangle\right)\right\} = \exp\left(i\langle u, \mu\rangle - \langle u, \Gamma u\rangle\right)$$

donde 
$$\mu = \mathbb{E}X$$
 y  $\Gamma = \mathbb{E}\{(X - \mu) \otimes (X - \mu)\}.$ 

• Si X es Gaussiano entonces  $\langle u, X \rangle \sim N(\langle u, \mu \rangle, \langle u, \Gamma u \rangle)$ 

- Wiener Un proceso de Wiener (o movimiento Browniano)  $W(t) \in \mathcal{C}([0,1]) \subset L2([0,1])$  es un proceso Gaussiano tal que μ = 0
  - $\gamma(s,t) = \sigma^2 \min(s,t)$ , con  $\sigma^2 > 0$ .
- W corresponde al desplazamiento de una partícula en un fluido homogeneo y sin movimiento.
- Un proceso de Wiener tiene incrementos independientes, o sea, si  $0 < t_1 < t_2, ..., < t_k \le 1$ , entonces

$$W(t_2) - W(t_1), W(t_3) - W(t_2), \ldots, W(t_k) - W(t_{k-1})$$

son independientes.

• Un puente Browniano es el elemento aleatorio X(t) con la misma distribución que

$$X(t) \sim W(t) - t W(1)$$

siendo W(t) un movimiento Browniano.

- X(1) = X(0) = 0 con probabilidad 1
- $\mathbb{E}(X) = 0$
- $\mathbb{E}X(s)X(t) = \sigma^2s(1-t)$ , si  $s \leq t$ .

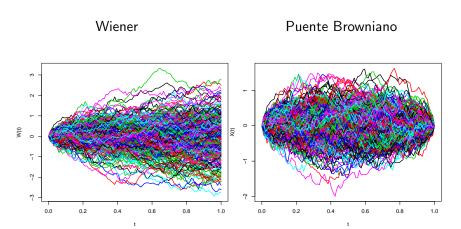
 Un proceso de Ornstein-Uhlenbeck es el elemento aleatorio Z(t) Gaussiano tal que

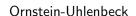
$$\mathbb{E}(Z) = 0 \qquad \text{Cov}(Z(s), Z(t)) = \frac{\sigma^2}{2\theta} e^{-\theta(s+t)} \left( e^{2\theta(s+t)} - 1 \right)$$

• Proceso Y(t) es el elemento aleatorio Gaussiano tal que

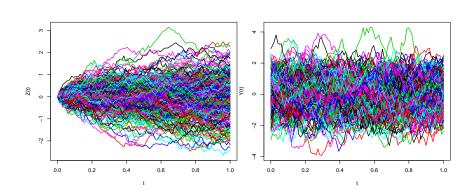
$$\mathbb{E}(Y) = 0$$
  $\operatorname{Cov}(Y(s), Y(t)) = \sigma^2 e^{-\frac{1}{\theta}|s+t|}$ 

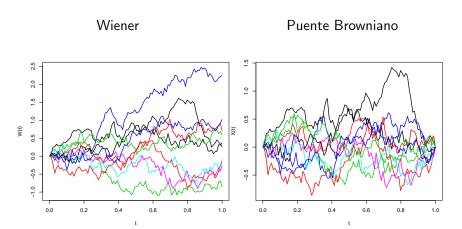
La función rproc2fdata del paquete fda.usc permite generar los procesos anteriores. Ver también la librería somebm

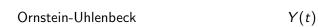


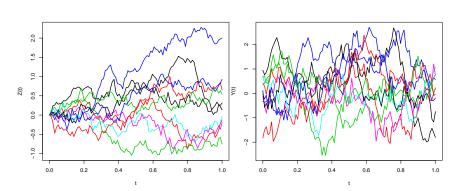


Y(t)









#### Teorema central del límite

Bosq, D. (2000). Linear Processes in Function Spaces. Springer, New York

- (Ω, B, P) un espacio de probabilidad.
- H un espacio de Hilbert separable.
- $X_n: \Omega \to \mathcal{H}$  una sucesión de elementos aleatorios independientes de a pares,  $X_i \sim X$ , tales que  $\mathbb{E}||X||^2 < \infty$ .

#### Teorema central del límite

• Sea  $\mu = \mathbb{E} X$  y  $\Gamma = \mathbb{E} \left\{ (X - \mu) \otimes (X - \mu) \right\}$ , entonces

$$Y_n = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) \stackrel{D}{\longrightarrow} N(0, \Gamma)$$

• Sea  $Y \sim N(0, \Gamma)$ . Para todo  $u \in \mathcal{H}$ ,

$$\langle u, Y_n \rangle \xrightarrow{D} \langle u, Y \rangle$$

• Dado  $\epsilon > 0$ , existe  $\mathcal{K}_{\epsilon} \subset \mathcal{H}$  compacto tal que

$$\mathbb{P}(Y_n \in \mathcal{K}_{\epsilon}) > 1 - \epsilon \quad \forall i$$