# Patrones de homogeneidad espectral en registros de PSG

Como marcador de posible deterioro cognitivo en adultos mayores

Julio Cesar Enciso Alva

Neuroscience Short Course
6 de julio de 2017

Instituto de Ciencias Básicas e Ingeniería Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo

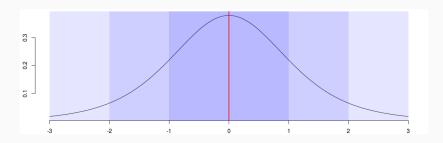
Ejemplo práctico

#### Motivación

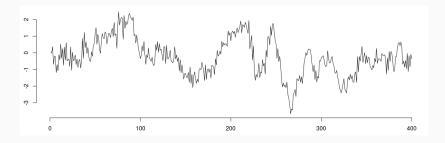
El estudio y diagnóstico de una gran cantidad de enfermedades depende de nuestra habilidad para registrar y analizar señales electrofisiológicas.

Se suele asumir que estas señales son complejas: no lineales, no estacionarias y sin equilibrio por naturaleza. Pero usualmente no se comprueban **formalmente** estas propiedades.

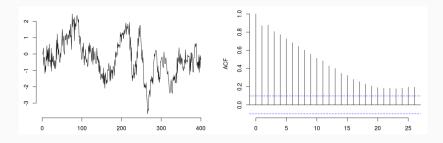
- Promedio  $(\mu)$
- Desviación estándar  $(\sigma^2)$



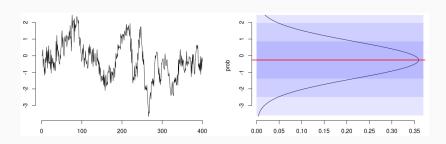
• Serie de tiempo  $\{X(t)\}$ 



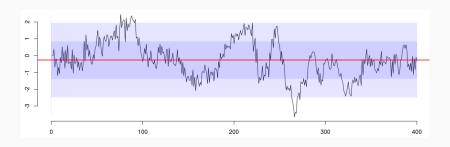
Función de autocorrelación (ρ)



¿ Promedio y desviación estándar de una serie de tiempo ?



¿ Promedio y desviación estándar de una serie de tiempo ?



### Definición (Estacionariedad débil)

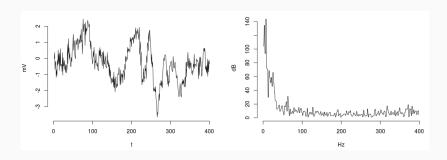
Un proceso estocástico es débilmente estacionario si y sólo si para cualesquiera tiempos admisibles t, s se tiene que

- $E[X(t)] = \mu_X$
- $\operatorname{Var}(X(t)) = \sigma_X^2$
- $\operatorname{Cov}(X(t), X(s)) = \rho_X(s-t)$

Con  $\mu_X$ ,  $\sigma_X^2$  constantes,  $\rho_X(\tau)$  únicamente depende de  $\tau$ 

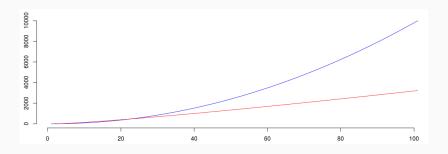
## Un atajo interesante

Espectro de potencias:  $f(\omega_j) = \frac{1}{2T} \int_{-T}^{T} x(t) e^{-i\omega_j t} dt$ 



## Un atajo interesante

## Cantidad de operaciones: $O(N \log N)$ vs $O(N^2)$



## Espectro de potencias vs Autocorrelación

#### Teorema (Wiener-Khinchin)

Una condición suficiente y necesaria para que  $\rho$  sea función de autocorrelación para algún proceso a tiempo continuo débilmente estacionario y estocásticamente continuo,  $\{X(t)\}$ , es que exista una función F tal que

$$\rho(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\omega\tau} dF(\omega)$$

## Espectro de potencias para series no-estacionarias

Se considerarán procesos no-estacionarios de media cero y varianza finita que admitan una representación de la forma

$$X(t) = \int_{-\pi}^{\pi} A(t, \omega) e^{it\omega} dZ(\omega)$$

tal que

- $\operatorname{Cov}\left(dZ(\omega), dZ(\lambda)\right) = 0 \Leftrightarrow \omega \neq \lambda$
- $\mathrm{E}\left[\left|dZ(\omega)\right|^{2}\right] = \mu(\omega)$

El **espectro evolutivo** fue definido por Priestley<sup>1</sup> como

$$f(t, \omega) = |A(t, \omega)|^2$$

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Maurice B Priestley. "Evolutionary Spectra and Non-stationary Processes". En: Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological) 27.2 (1965), págs. 204-237.

## Base de la prueba de Priestley-Subba Rao

Supóngase que puede expresarse a  $\{X(t)\}$  como

$$X(t) = \int_{-\pi}^{\pi} A(t, \omega) e^{i\omega t} d\xi(\omega)$$

 $\{X(t)\}\$ estacionario  $\Rightarrow A(t, \omega)\$ constante  $\Rightarrow f(t, \omega)\$ constante

## Base de la prueba de Priestley-Subba Rao

Supóngase que puede expresarse a  $\{X(t)\}$  como

$$X(t) = \int_{-\pi}^{\pi} A(t, \omega) e^{i\omega t} d\xi(\omega)$$

 $\{X(t)\}\$ estacionario  $\Rightarrow A(t, \omega)\$ constante  $\Rightarrow f(t, \omega)\$ constante

Prueba de hipótesis para

 $H_0: f(t, \bullet)$  no depende de t

#### El estimador de doble ventana

#### Definición (Estimador de doble ventana)

$$\widehat{f}(t,\omega) = \int_{t-T}^{t} w_{T'}(u) |U(t-u,\omega)|^2 du$$

Donde  $w_{T'}$ , U, g,  $\Gamma$  son tales que

- $U(t, \omega) = \int_{t-T}^{t} g(u)X(t-u)e^{i\omega(t-u)}du$
- $2\pi \int_{-\infty}^{\infty} |g(u)|^2 du = \int_{-\infty}^{\infty} |\Gamma(\omega)|^2 d\omega = 1$
- $w_{\tau}(t) \geqslant 0$  para cualesquiera  $t, \tau$
- $w_{\tau}(t) \rightarrow 0$  cuando  $|t| \rightarrow \infty$ , para todo  $\tau$
- $\int_{-\infty}^{\infty} w_{\tau}(t) dt = 1$  para todo  $\tau$
- $\int_{-\infty}^{\infty} (w_{\tau}(t))^2 dt < \infty$  para todo  $\tau$

#### Estimador de doble ventana

## Proposición

El estimador  $\hat{f}$  tiene las siguientes propiedades

- $\mathrm{E}\left[\widehat{f}(t,\omega)\right] \approx f(t,\omega)$
- $\operatorname{Var}\left(\widehat{f}(t,\omega)\right) \approx \frac{C}{\tau} t^2(t,\omega) \int_{-\infty}^{\infty} |\Gamma(\theta)|^4 d\theta$
- $\operatorname{Cov}\left(\widehat{f}(t_1, \omega_1), \widehat{f}(t_2, \omega_2)\right) \approx \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} w_{\tau}(u) w_{\tau}(v) \operatorname{Cov}\left(\left|U(t_1 u, \omega_1)\right|^2, \left|U(t_2 u, \omega_2)\right|^2\right) du dv$

#### Estimador de doble ventana

Puede escribirse  $Y(t, \omega) = \log(f(t, \omega)) + \varepsilon(t, \omega)$ , donde

- $E[\varepsilon(t,\omega)] = 0$
- $\operatorname{Var}(\varepsilon(t,\omega)) \approx \frac{C}{\tau} \int_{-\infty}^{\infty} |\Gamma(\theta)|^4 d\theta =: \sigma^2$

Como f y Y dependen (o no) simultáneamente de t, se puede usar la siguiente prueba de hipótesis

$$H_0: \sum_{i=1}^N \left(Y(t,\omega_i) - \overline{Y}(\bullet,\omega_i)\right)^2 = 0$$

con 
$$\overline{Y}(\bullet, \omega) = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^{M} Y(t_j, \omega)$$

#### Resultados de la prueba PSR

#### Priestley-Subba Rao stationarity Test for datos

Samples used : 3072
Samples available : 3069
Sampling interval : 1
SDF estimator : Multitaper
Number of (sine) tapers : 5
Centered : TRUE
Recentered : FALSE
Number of blocks : 11
Block size : 279
Number of blocks : 11
p-value for T : 0.4130131
p-value for I+R : 0.1787949

p-value for T+I+R : 0.1801353

## Descomposición clásica usando loess

Filtro no-paramétrico para generar las series de tiempo

$$X(t) = T(t) + S(t) + R(t)$$

Tales que:

S Función periódica suave, comp. estacional

T Función suave, tendencia

R Residuo

## Ejemplo práctico

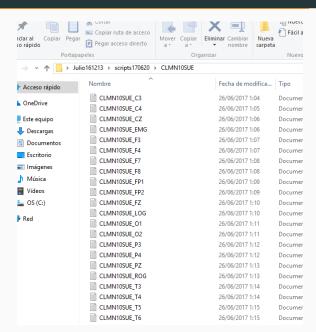
#### Software estadístico R

Lenguaje para cómputo estadístico y graficación; multi- plataforma (Linux, Windows, MacOS), de código abierto y acceso gratuito a través de su página Link

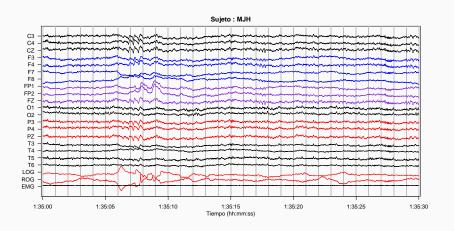


Por simplicidad, se usará la interfaz gráfica de RStudio CLINA

## **Datos: registros**



#### Graficación de los datos

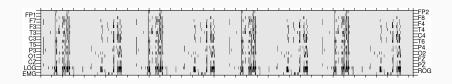


#### Resultados de la prueba PSR

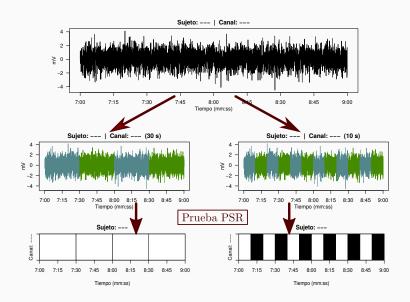
#### Priestley-Subba Rao stationarity Test for datos

Samples used : 3072 Samples available : 3069 Sampling interval : 1 SDF estimator : Multitaper Number of (sine) tapers : 5 Centered : TRUE Recentered : FALSE Number of blocks : 11 Block size : 279 Number of blocks : 11 p-value for T : 0.4130131 p-value for I+R : 0.1787949 p-value for T+I+R : 0.1801353

## Disposición gráfica de los resultados

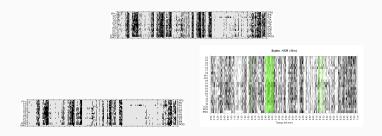


## Efecto del tamaño de la época



## Efecto del tamaño de la época

#### Estacionariedad local<sup>2</sup>



<sup>&</sup>lt;sup>2</sup>Bernard Allan Cohen y Anthony Sances. "Stationarity of the human electroencephalogram". En: *Medical and Biological Engineering and Computing* 15.5 (1977), págs. 513-518.

Gracias por su atención