### Estacionariedad débil

### Detección en series electrofisiológicas

Julio Cesar Enciso Alva Neuroscience Short Course 6 de julio de 2017

Instituto de Ciencias Básicas e Ingeniería Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo  ${\bf Conceptos}$ 

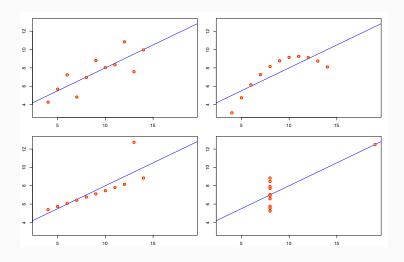
Ejemplo práctico

### Motivación

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

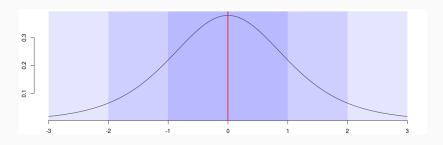
Se suele asumir que estas señales son complejas: no lineales, no estacionarias y sin equilibrio por naturaleza. Pero usualmente no se comprueban formalmente estas propiedades.

# Motivación: formalidad

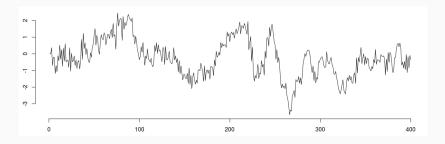


# ${\bf Conceptos}$

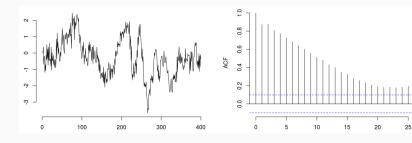
- Promedio  $(\mu)$
- Desviación estándar  $(\sigma^2)$



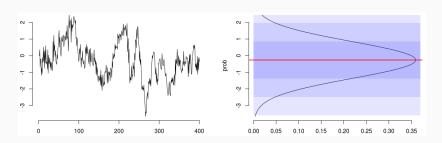
• Serie de tiempo  $\{X(t)\}$ 



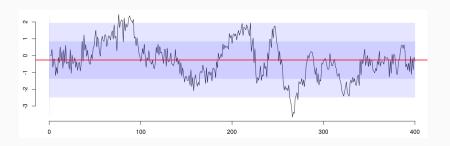
 $\bullet~$  Función de autocorrelación  $(\rho)$ 



¿ Promedio y desviación estándar de una serie de tiempo?



¿ Promedio y desviación estándar de una serie de tiempo?



### Definición (Estacionariedad débil)

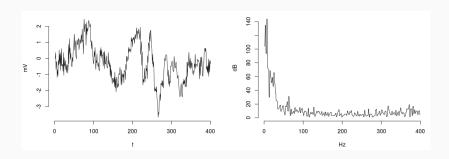
Un proceso estocástico es débilmente estacionario si y sólo si para cualesquiera tiempos admisibles t, s se tiene que

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

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

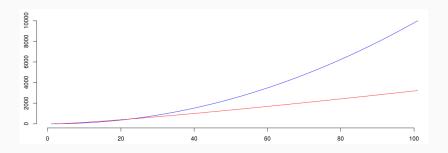
# Un atajo interesante

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:  $\mathcal{O}(N \log N)$  vs  $\mathcal{O}(N^2)$ 



## 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

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

# 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

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

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

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

 $<sup>^1\,\</sup>text{Maurice B}$  Priestley. "Evolutionary spectra and non-stationary processes". En: Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological) (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 f tiene las siguientes propiedades

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

#### Estimador de doble ventana

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

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

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

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

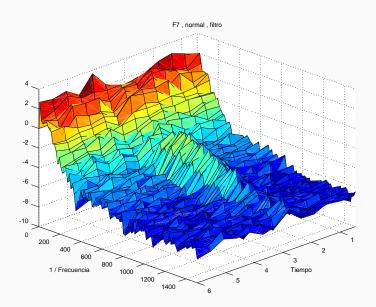
con 
$$\overline{Y}(\bullet,\omega) = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^{M} Y(t_j,\omega)$$

### 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

# Espectro estimado



## Descomposición clásica usando loess

Filtro no-paramétrico para generar las series de tiempo

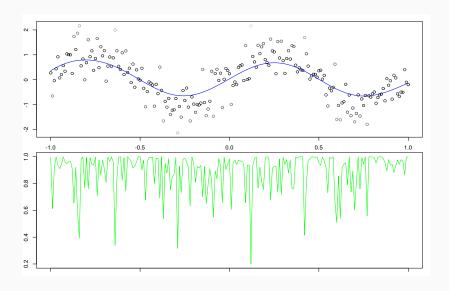
$$X(t) = T(t) + S(t) + R(t)$$

Tales que:

S Función periódica suave, comp. estacional

T Función suave, tendencia

R Residuo



Ejemplo práctico

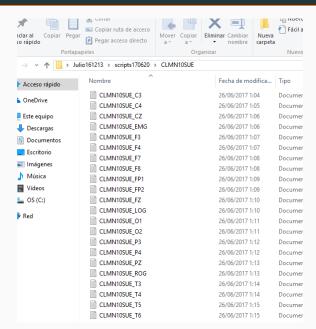
### Software estadístico R

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

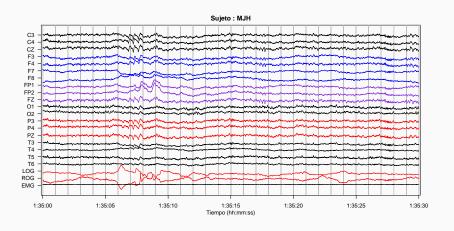


Por simplicidad, se usará la interfaz gráfica de RStudio Link

### Datos: registros



### Graficación de los datos

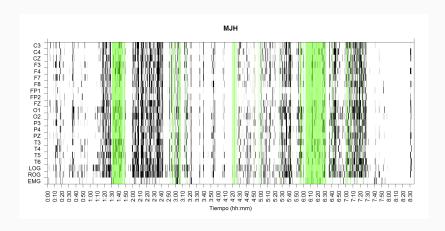


### Resultados de la prueba PSR

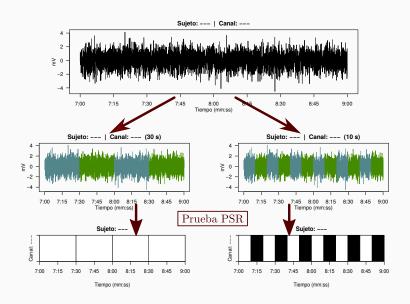
#### Priestley-Subba Rao stationarity Test for datos

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

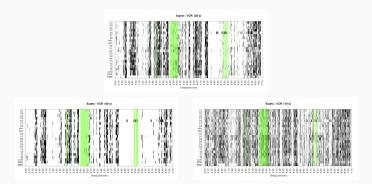


### Efecto del tamaño de la época



### Efecto del tamaño de la época

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



 $<sup>^2</sup>$ 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