

Patrones de homogeneidad espectral en registros polisomnográficos

Como marcador de posible deterioro cognitivo en adultos mayores

Julio Cesar Enciso Alva

Noviembre de 2017

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

Conceptos

Ejemplo práctico

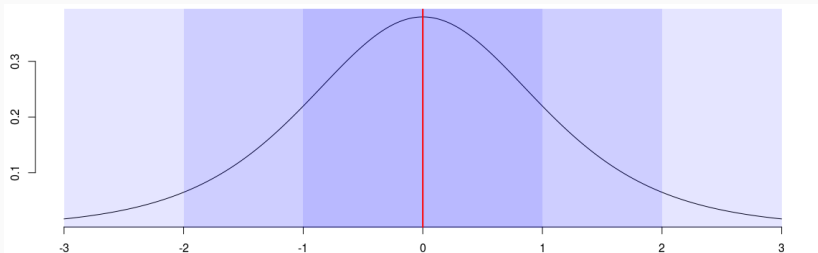
El estudio y diagnóstico de una gran cantidad de enfermedades depende de nuestra habilidad para registrar y analizar señales electrofisiológicas.

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.

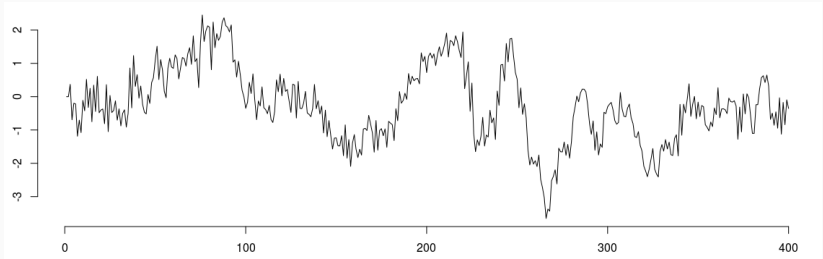
Conceptos

Conceptos

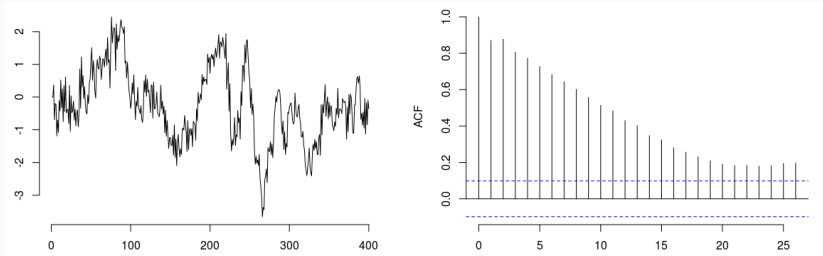
- Promedio (μ)
- Desviación estándar (σ^2)



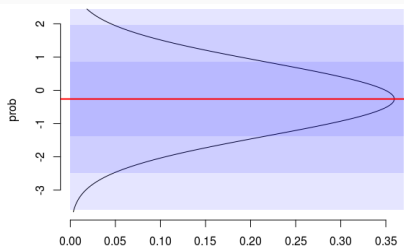
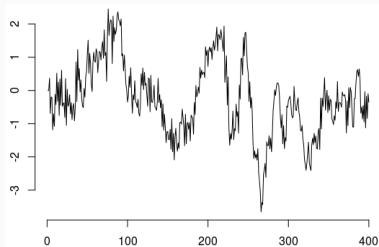
- Serie de tiempo $\{X(t)\}$



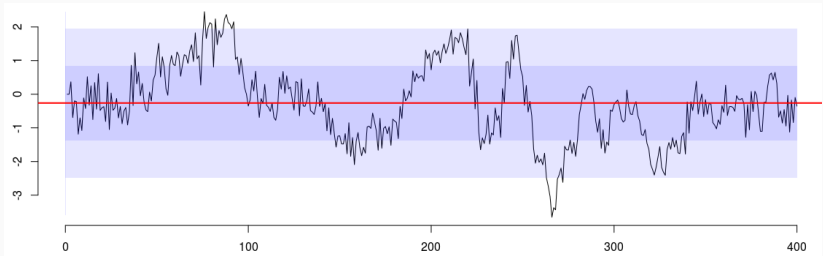
- Función de autocorrelación (ρ)



¿ Promedio y desviación estándar de una serie de tiempo ?



¿ Promedio y desviación estándar de una serie de tiempo ?



Definición (Estacionariedad débil)

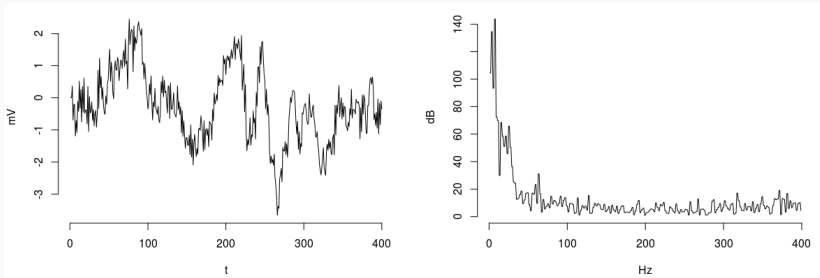
Un proceso estocástico es débilmente estacionario si y sólo si para cualesquiera tiempos admisibles t, s se tiene que

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

Con μ_X, σ_X^2 constantes, $\rho_X(\tau)$ únicamente depende de τ

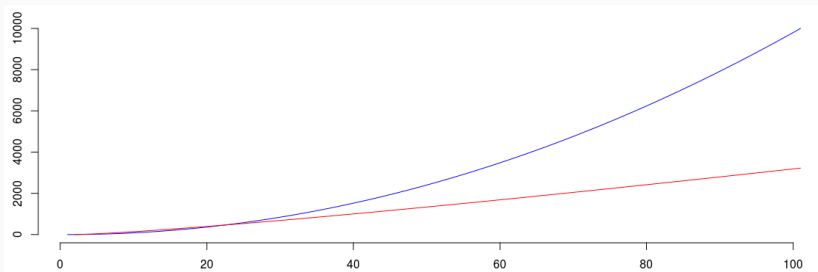
Un atajo interesante

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 $\mathcal{O}(N^2)$



Teorema (Wiener-Khinchin)

Una condición suficiente y necesaria para que ρ 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

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

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

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

El **espectro evolutivo** fue definido por Priestley¹ como

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

¹Maurice B Priestley. "Evolutionary Spectra and Non-stationary Processes". En: *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* 27.2 (1965), págs. 204-237.

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

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

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

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 , Γ son tales que

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

Proposición

El estimador \hat{f} tiene las siguientes propiedades

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

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

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

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

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

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

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

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](#)

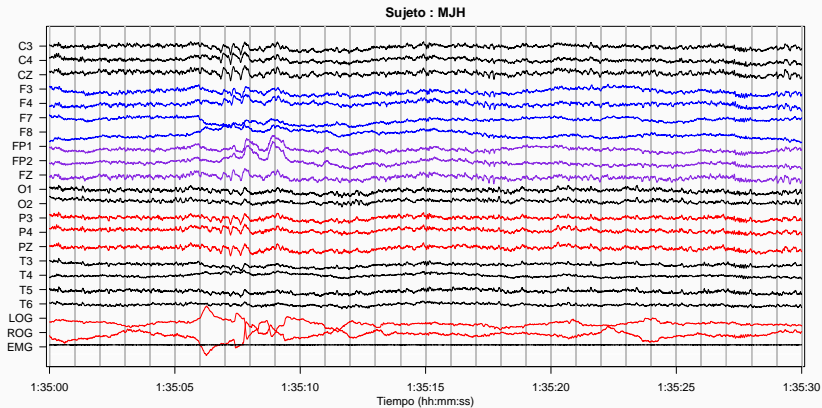


Por simplicidad, se usará la interfaz gráfica de RStudio [▶ Link](#)

Datos: registros

Copiar al escritorio rápido		Copiar	Pegar	Copiar ruta de acceso		Pegar acceso directo	Mover a ▾		Copiar a ▾	Eliminar ▾	Cambiar nombre	Nueva carpeta	Nuevo
Portapapeles				Organizar				Nuevo					
→ ▾ ↑ Julio161213 ▸ scripts170620 ▸ CLMN10SUE													
Acceso rápido		Nombre						Fecha de modifica...		Tipo			
OneDrive		CLMN10SUE_C3						26/06/2017 1:04		Documen			
Este equipo		CLMN10SUE_C4						26/06/2017 1:05		Documen			
Descargas		CLMN10SUE_CZ						26/06/2017 1:06		Documen			
Documentos		CLMN10SUE_EMG						26/06/2017 1:06		Documen			
Escritorio		CLMN10SUE_F3						26/06/2017 1:07		Documen			
Imágenes		CLMN10SUE_F4						26/06/2017 1:07		Documen			
Música		CLMN10SUE_F7						26/06/2017 1:08		Documen			
Vídeos		CLMN10SUE_F8						26/06/2017 1:08		Documen			
OS (C:)		CLMN10SUE_FP1						26/06/2017 1:09		Documen			
Red		CLMN10SUE_FP2						26/06/2017 1:09		Documen			
		CLMN10SUE_FZ						26/06/2017 1:10		Documen			
		CLMN10SUE_LOG						26/06/2017 1:10		Documen			
		CLMN10SUE_O1						26/06/2017 1:11		Documen			
		CLMN10SUE_O2						26/06/2017 1:11		Documen			
		CLMN10SUE_P3						26/06/2017 1:12		Documen			
		CLMN10SUE_P4						26/06/2017 1:12		Documen			
		CLMN10SUE_PZ						26/06/2017 1:13		Documen			
		CLMN10SUE_ROG						26/06/2017 1:13		Documen			
		CLMN10SUE_T3						26/06/2017 1:14		Documen			
		CLMN10SUE_T4						26/06/2017 1:14		Documen			
		CLMN10SUE_T5						26/06/2017 1:15		Documen			
		CLMN10SUE_T6						26/06/2017 1:15		Documen			

Graficación de los datos

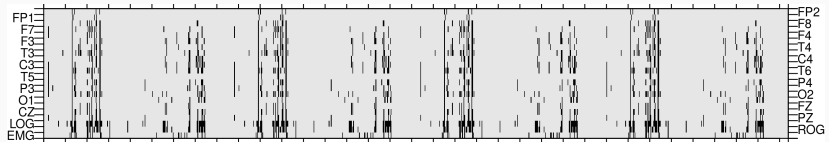


Resultados de la prueba PSR

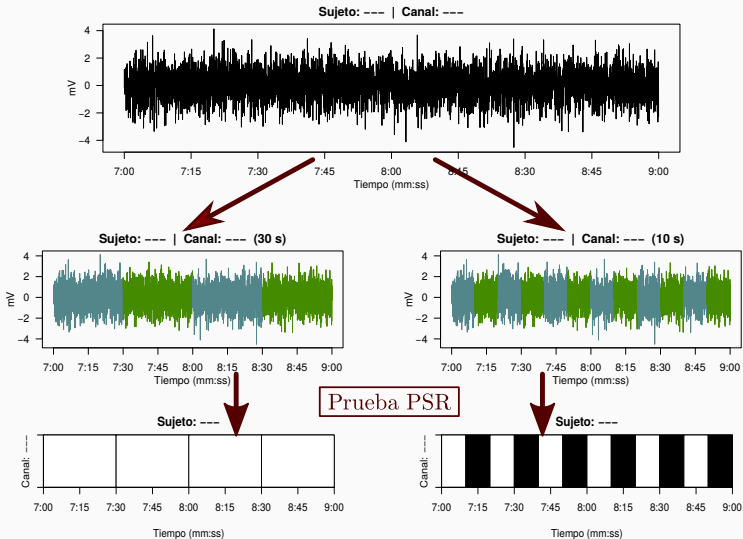
Priestley–Subba Rao stationarity Test for datos

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



Gracias por su atención
