

# Práctico 4

*Daniel Czarniewicz*

2019

## Ejercicio 1

a) Calcular la parte real e imaginaria de  $\frac{1}{a+bi}$ , y  $(a+bi)^2$

$$\frac{1}{a+bi} = \frac{1}{a+bi} \times \frac{a-bi}{a-bi} = \frac{a-bi}{a^2 - abi + bia - b^2 i^2} = \frac{a-bi}{a^2 + b^2} = \frac{a}{a^2 + b^2} - \frac{b}{a^2 + b^2} i$$

$$(a+bi)^2 = a^2 + 2abi + b^2 i^2 = a^2 - b^2 + 2abi$$

b) Probar que  $\overline{z_1 z_2} = \overline{z_1} \overline{z_2}$  para todo  $z_1, z_2 \in \mathbb{C}$

$$\begin{aligned} \overline{z_1 z_2} &= \overline{(a+bi)(c+di)} \\ &= \overline{ac + adi + bic + bdi^2} \\ &= \overline{(ac - bd) + (ad + bc)i} \\ &= (ac - bd) - (ad + bc)i \\ &= ac - bd - adi - bci \\ &= ac + bdi^2 - adi - bci \\ &= ac + bidi - adi - bci \\ &= ac - adi + bidi - bci \\ &= a(c - di) + bi(di - c) \\ &= a(c - di) - bi(c - di) \\ &= (a - bi)(c - di) \\ &= \overline{z_1} \overline{z_2} \end{aligned}$$

c) Probar que  $\overline{\overline{z}} = z$  para todo  $z \in \mathbb{C}$

$$\overline{\overline{z}} = \overline{\overline{a+bi}} = \overline{a-bi} = a+bi = z$$

**d) Probar que  $|z_1 + z_2| \leq |z_1| + |z_2|$  para todo  $z_1$  y  $z_2 \in \mathbb{C}$**

$$\begin{aligned}
|z_1 + z_2|^2 &= (z_1 + z_2)(\overline{z_1 + z_2}) \\
&= (z_1 + z_2)(\overline{z_1} + \overline{z_2}) \\
&= z_1\overline{z_1} + z_1\overline{z_2} + z_2\overline{z_1} + z_2\overline{z_2} \\
&= |z_1|^2 + z_1\overline{z_2} + \overline{z_2}z_1 + |z_2|^2 \\
&= |z_1|^2 + z_1\overline{z_2} + \overline{z_2}z_1 + |z_2|^2 \\
&= |z_1|^2 + 2\Re(z_1\overline{z_2}) + |z_2|^2 \\
&\leq |z_1|^2 + 2|z_1\overline{z_2}| + |z_2|^2 \\
&= |z_1|^2 + 2|z_1||\overline{z_2}| + |z_2|^2 \\
&= |z_1|^2 + 2|z_1||z_2| + |z_2|^2 \\
&= (|z_1| + |z_2|)^2
\end{aligned}$$

Por lo tanto, hallamos que  $|z_1 + z_2|^2 \leq (|z_1| + |z_2|)^2$  de donde se desprende que:

$$|z_1 + z_2| \leq |z_1| + |z_2|$$

**e) Probar que  $|z_1 z_2| = |z_1| |z_2|$  para todo  $z_1$  y  $z_2 \in \mathbb{C}$**

$$\begin{aligned}
|z_1 z_2| &= |(a + bi)(c + di)| \\
&= |ac + adi + bic + bdi^2| \\
&= |(ac - bd) + (bc + ad)i| \\
&= \sqrt{(ac - bd)^2 + (bc + ad)^2} \\
&= \sqrt{(ac)^2 - 2abcd + (bd)^2 + (bc)^2 + 2abcd + (ad)^2} \\
&= \sqrt{(ac)^2 + (bd)^2 + (bc)^2 + (ad)^2} \\
&= \sqrt{a^2c^2 + b^2d^2 + b^2c^2 + a^2d^2} \\
&= \sqrt{a^2(c^2 + d^2) + b^2(c^2 + d^2)} \\
&= \sqrt{(a^2 + b^2)(c^2 + d^2)} \\
&= |z_1| |z_2|
\end{aligned}$$

## Ejercicio 2

Recordar que:

- $e^{itx} = \cos(tx) + i \sin(tx)$
- $\sin(x)$  es impar, por lo tanto,  $\sin(x) = -\sin(-x)$ , y  $\int_{\mathbb{R}} \sin(x) dx = 0$ .
- $\cos(x)$  es par, por lo tanto,  $\cos(x) = \cos(-x)$ , y  $\int_{\mathbb{R}} \cos(x) dx = 2 \int_0^{+\infty} \cos(x) dx$ .

a)  $X \sim \text{Unif}(-a, a)$  con  $a \in \mathbb{R}$

$$\begin{aligned} \varphi_X(t) &= \mathbf{E}(e^{itX}) = \int_{-a}^a e^{itx} \frac{1}{2a} dx = \frac{1}{2a} \int_{-a}^a e^{itx} dx = \frac{1}{2a} \int_{-a}^a (\cos(tx) - i \sin(tx)) dx = \\ &= \frac{1}{2a} \int_{-a}^a \cos(tx) dx - \underbrace{\frac{i}{2a} \int_{-a}^a \sin(tx) dx}_{=0, \text{ por ser seno función impar}} = \frac{1}{a} \int_0^a \cos(tx) dx = \frac{1}{a} \left( \frac{\sin(tx)}{t} \Big|_0^a \right) = \frac{\sin(ta)}{ta} \end{aligned}$$

b)  $X \sim \text{Pois}(\lambda)$

$$\varphi_X(t) = \mathbf{E}(e^{itX}) = \sum_{x=0}^{+\infty} e^{itx} \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!} = e^{-\lambda} \sum_{x=0}^{+\infty} \frac{(e^{it} \lambda)^x}{x!} = \exp \{ -\lambda + e^{it} \lambda \} = \exp \{ \lambda(e^{it} - 1) \}$$

c)  $X \sim \text{Bin}(n, p)$

$$\varphi_X(t) = \mathbf{E}(e^{itX}) = \sum_{x=0}^n e^{itx} \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} = \sum_{x=0}^n \binom{n}{x} (e^{it} p)^x (1-p)^{n-x} = (e^{it} p + 1 - p)^n$$

d)  $X \sim \mathbf{N}(\mu, \sigma^2)$

Primero hallamos la función característica de una variable aleatoria  $Y$  con distribución Normal(0, 1), y luego utilizamos la propiedad 3 (prop 3.3) para hallar la de una Normal( $\mu, \sigma^2$ ).

$$\begin{aligned}\varphi_Y(t) &= \mathbf{E} [e^{ity}] = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{ity} \phi_Y(y) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{ity} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-y^2/2} dy \\ \frac{\partial}{\partial t} \varphi_Y(t) &= \frac{\partial}{\partial t} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{ity} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-y^2/2} dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \left( \frac{\partial}{\partial t} e^{ity} \right) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-y^2/2} dy = \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} ix e^{ity} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-y^2/2} dy = -\frac{i}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{ity} (-y) e^{-y^2/2} dy\end{aligned}$$

Podemos luego entonces aplicar integración por partes donde  $g(y) = e^{ity} \Rightarrow g'(y) = it e^{ity}$ , y  $f'(y) = (-y) e^{-y^2/2} \Rightarrow f(y) = e^{-y^2/2}$  y obtenemos que:

$$\frac{\partial}{\partial t} \varphi_Y(t) = i \left[ \frac{(-e^{-y^2/2})(e^{ity})}{\sqrt{2\pi}} \Big|_{-\infty}^{+\infty} - \int_{-\infty}^{+\infty} \left( \frac{-e^{-y^2/2}}{\sqrt{2\pi}} \right) e^{ity} (it) dy \right]$$

donde el primer sumando es cero dado que  $-e^{-y^2/2}$  tiende a cero en los límites propuestos, mientras que  $e^{ity}$  está acotada, dado que podemos escribirla como una función de senos y cosenos, los cuales están acotados. Por lo tanto, obtenemos que:

$$\frac{\partial}{\partial t} \varphi_Y(t) = -i \int_{-\infty}^{+\infty} \left( \frac{-e^{-y^2/2}}{\sqrt{2\pi}} \right) e^{ity} (it) dy = -t \int_{-\infty}^{+\infty} \left( \frac{e^{-y^2/2}}{\sqrt{2\pi}} \right) e^{ity} dy = -t \varphi_Y(t)$$

Por lo tanto, hallamos que  $\varphi_Y'(t) = -t \varphi_Y(t)$ . Esto equivale a resolver la ecuación diferencial lineal de primer orden  $\varphi_Y'(t) + t \varphi_Y(t) = 0$ . Por lo tanto, tenemos que:

$$\left. \begin{aligned} \varphi_Y(t) &= c e^{-t^2/2} \\ \varphi_Y(0) &= 1 \Rightarrow c = 1 \end{aligned} \right\} \Rightarrow \varphi_Y(t) = e^{-t^2/2}$$

Aplicando ahora la propiedad 3 (prop 3.3), obtenemos que:

$$\varphi_X(t) = \varphi_{\sigma Y + \mu}(t) = e^{it\mu} \varphi_Y(t\sigma) = e^{it\mu} e^{-(\sigma t)^2/2} = \exp \left\{ it\mu - \frac{(\sigma t)^2}{2} \right\}$$

### Ejercicio 3

$$\begin{aligned} i \mathbf{E}(X) &= \left. \frac{\partial}{\partial t} \varphi_X(t) \right|_{t=0} = \frac{1}{4} 2 \left( 1 + e^{3it} \right) \left( 3ie^{3it} \right) \Big|_{t=0} = \frac{3i}{2} \left( 1 + e^{3it} \right) e^{3it} \Big|_{t=0} = \\ &= \frac{3i}{2} \left( 1 + e^{3i(0)} \right) e^{3i(0)} = \frac{3i}{2} (1 + 1) = 3i \Rightarrow \mathbf{E}(X) = 3 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} i^2 \mathbf{E}(X^2) &= \left. \frac{\partial^2}{\partial t^2} \varphi_X(t) \right|_{t=0} = \left. \frac{\partial}{\partial t} \left[ \frac{3i}{2} \left( 1 + e^{3it} \right) e^{3it} \right] \right|_{t=0} = \frac{3i}{2} \left( 3ie^{3it} e^{3it} + (1 + e^{3it}) 3ie^{3it} \right) \Big|_{t=0} = \\ &= \frac{9i^2}{2} e^{3it} \left( 2e^{3it} + 1 \right) \Big|_{t=0} = \frac{9i^2}{2} e^{3i(0)} \left( 2e^{3i(0)} + 1 \right) = \frac{9i^2}{2} 3 = \frac{27}{2} i^2 \Rightarrow \mathbf{E}(X^2) = \frac{27}{2} \end{aligned}$$

$$\therefore \mathbf{Var}(X) = \mathbf{E}(X^2) - \mathbf{E}^2(X) = \frac{27}{2} - 3^2 = \frac{27}{2} - 9 = \frac{9}{2}$$

### Ejercicio 4

Queremos hallar una variable aleatoria  $Y$  tal que  $\varphi_Y(t) = \sum_{j=1}^n a_j \varphi_{X_j}(t)$ .

$$\begin{aligned} \varphi_Y(t) &= \sum_{j=1}^n a_j \varphi_{X_j}(t) = \sum_{j=1}^n a_j \mathbf{E} \left( e^{itX_j} \right) = \sum_{j=1}^n a_j \int_{\mathbb{R}} e^{itx} dF_j(x) = \int_{\mathbb{R}} \sum_{j=1}^n a_j e^{itx} dF_j(x) = \\ &= \int_{\mathbb{R}} e^{itx} \sum_{j=1}^n a_j dF_j(x) = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} d \left( \sum_{j=1}^n a_j F_j(x) \right) = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} dF_Y(x) = \mathbf{E} \left( e^{itY} \right) = \varphi_Y(t) \end{aligned}$$

Por lo tanto,  $Y$  debe ser tal que  $Y = \sum_{j=1}^n a_j F_j(x)$ . Es decir, una combinación lineal convexa de las variables aleatorias originales.

## Ejercicio 5

### Parte a

Sea  $X$  una variable aleatoria tal que  $X \stackrel{cs}{=} c$ . Entonces:

$$\varphi_X(t) = \mathbf{E} \left( e^{itX} \right) = e^{itc}$$

### Parte b

Sea  $X$  una variable aleatoria tal que  $X = \begin{cases} -1 & \text{con probabilidad } 1/2 \\ 1 & \text{con probabilidad } 1/2 \end{cases}$

$$\begin{aligned} \varphi_X(t) &= \mathbf{E} \left( e^{itX} \right) && \text{definición de función característica} \\ &= e^{it(-1)} \frac{1}{2} + e^{it(1)} \frac{1}{2} && \text{definición de esperanza de una va} \\ &= \frac{1}{2} \left[ e^{-it} + e^{it} \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[ \cos(-t) + i \sin(-t) + \cos(t) + i \sin(t) \right] && \text{definición de exponencial compleja} \\ &= \frac{1}{2} \left[ 2 \cos(t) + i \sin(-t) + i \sin(t) \right] && \text{coseno es función par} \\ &= \frac{1}{2} \left[ 2 \cos(t) - i \sin(t) + i \sin(t) \right] && \text{seno es función impar} \\ &= \frac{1}{2} \left[ 2 \cos(t) \right] \\ &= \cos(t) \end{aligned}$$

### Parte c

$\sin(0) = 0 \neq 1 \Rightarrow$  no es una función característica (no cumple propiedad 3.3/2).

## Parte d

Sea  $Y = X$ , donde  $X$  es la misma variable aleatoria de la parte b, y  $X$  e  $Y$  son independientes. Sea  $Z = X + Y$  otra variable aleatoria. Luego entonces:

$$\varphi_Z(t) = \varphi_{X+Y}(t) = \varphi_X(t) \varphi_Y(t) = \cos(t) \cos(t) = \cos^2(t)$$

## Parte e

Primero notemos que:

$$\varphi(t) = \frac{1}{8} (e^{it} + e^{2it})^3 = \frac{1}{2^3} (e^{it} + e^{2it})^3 = \left[ \frac{1}{2} (e^{it} + e^{2it}) \right]^3$$

Por lo tanto, estamos buscando tres variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas con función característica:

$$\varphi_{X_j}(t) = \frac{1}{2} (e^{it} + e^{2it})$$

Una posible candidata sería:

$$X_j = \begin{cases} 1 & \text{con probabilidad } 1/2 \\ 2 & \text{con probabilidad } 1/2 \end{cases}$$

Con la cual, si llamamos  $X = \sum_{j=1}^3 X_j$ , obtendríamos:

$$\varphi_X(t) = [\varphi_{x_j}(t)]^3 = [\mathbf{E}(e^{itX_j})]^3 = \left[ e^{it(1)} \frac{1}{2} + e^{it(2)} \frac{1}{2} \right]^3 = \left[ \frac{1}{2} (e^{it} + e^{2it}) \right]^3 = \frac{1}{8} (e^{it} + e^{2it})^3$$