## Revisión del examen. 1) Mi Producido en la i-ésima máquina. D: Salió defectuoso.

Λ, 120

0.S = P(D|M,) = P,

 $M_2$  350

 $0.15 = P(D|M_2) = P_2$ 

M<sub>3</sub> 270

 $0.35 = P(D(M_3) = \rho_3$ 

Para a

$$P(D) = P(D M_1) + P(D M_2) + P(D M_3)$$
  
=  $P(D M_1) \cdot P(M_1) + P(D M_2) \cdot P(M_2) + P(D M_3) \cdot P(M_3)$ 

para b)

$$\mathcal{P}(M, | \mathcal{D}) = \frac{\mathcal{P}(\mathcal{D}|M, \mathcal{D}, \mathcal{P}(M, \mathcal{D}))}{\mathcal{P}(\mathcal{D})}$$

2) a) las cartas son diferentes entre si

esto es con orden, Sin orden:
$$\binom{13}{1} \cdot \binom{4}{2} \cdot \binom{12}{3} \cdot \binom{4}{1} = \# \text{casos favorables}.$$

b) Para el Caso, Sin orden:

$$\begin{pmatrix}
4 \\
1
\end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix}
13 \\
5
\end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix}
52 \\
5
\end{pmatrix}$$

c) Para la escalera, podemos ver que:

A 2 3 4 S

23456

lenemos 10 posibles esculeras

10 J Q K A

Nota: Eluborar completumente bien el ejercicio 4 del cuaderno, de Jecha 7 de diciembre

4) Se realizan ensayos de Bernoulli independientes. Sea Z la variable aleatoria dada como:

7: \* de experimentos husta obtener r-veces el evento

A

Claramente ZE {r, r+1,...} Vemos que

$$f_{z}(\gamma) = P(z = \gamma) = P(A_{1} \cap A_{2} \cap \dots \cap A_{r}) = P^{\gamma}$$

donde Ai Sucedió A en la jésima repetición Veamos que

$$f^{5}(x+1) = b(5=x+1) = x \cdot b_{x}(1-b) = (\frac{1}{x})b_{x}(1-b)$$

Para r+2:

el res pg Arti Mo sucede, siempre Arti no lleva.

$$f_{2}(r+2) = P(z=r+2) = {r+1 \choose 2} \cdot p^{r}(1-p)^{2}$$

Engeneral, para Z=r+n:

$$f_{\xi}(x+y) = b(\xi = x+y) = {x+y-1 \choose y} b_{\chi}(1-b)_{\chi} \wedge u \in \mathbb{N}$$

Si ZEIN:

$$\forall z \in \mathbb{N} \quad f_{\overline{z}}(z) = \begin{cases} \left(\frac{z-1}{z-r}\right) p^{r} \left(1-p\right)^{\overline{z}-r} & \text{Sizzr} \\ 0 & \text{Sip} \left(\frac{z}{z-r}\right) \end{cases}$$

Luego, la función de distribución será:

$$F(2 \leq z) = P(2 \leq z)$$

Siz  $\langle r, F_{2}(z) = 0$ . Si  $r \leq z < r+1$ , entonces:

$$F(2 \leqslant 7) = p(Z = r) - p^r$$

si rx1 < Z < r+2 entonces

$$=b_{\lambda}+(\frac{1}{\lambda})b_{\lambda}(1-b)$$

$$+(\frac{1}{\lambda})(\frac{1}{\lambda}+b)(\frac{1}{\lambda}+1)$$

en general:

$$b(5 \le 5) = \frac{K=x}{\sum} (K-x) b_x (1-b)_{K-x}$$

con r < z. Ahora si:

$$F_{2}(z) = \begin{cases} \sum_{k=r}^{K-r} {K-r \choose k-r} p^{r} (1-p)^{K-r}, Si^{r} \leq z \end{cases}$$

Veamos que fz es función de densidad, esto es, fz cumple que:

 $\int_{\mathcal{I}} \left( \frac{1}{2} \right) > 0$ 

11) K=r Jz (K) - 1

(i) ya se cumple. Comprobar (ii):

5) Se lanza una moneda. Si cae águilo, el jugador pierde 2 pesos. Si cae sol, se gira una ruleta con TODOS los números del Oal 10, y se gana la cantidad mostrada. Sea X:

X: Contidad ganada o pérdida.

CCuál será entonces fx(x)? Para una sola tirada:

 $\chi \in [0,10] \cup \{-2\}$ 

por su naturaleza, X es una variable aleatoria mixta. Por ello, resulta más sencillo obtener a Fx. Veamos que:

 $f_{\overline{\chi}}(\chi) = P(\overline{\chi} \leq \chi)$ 

veamos los Casos Si x < -2 entonces  $P(X \le x) = 0$  Si  $-2 \le x < 0$  entonces  $F_{\underline{x}}(x) = P(X \le x) - P(X = -2) = \frac{1}{2}$ 

 $S: 0 \le x \le 10$ , entonces  $P(\overline{X} \le \overline{X}) = P(\overline{X} = -2) + P(0 \le \overline{X} \le x)$ , donde  $P(0 \le \overline{X} \le x) = P(S \cap N_x)$ 

Donde Ses la proba de que salga sol, y 1/2 es de que el número seu menor o igual a x. Como Sy Nx son independientes entonces:

 $P(S \cap N_X) = P(S) \cdot P(N_X)$  $= \frac{1}{2} \cdot \left(\frac{x}{\sqrt{0}}\right)$ 

As:  $F_{\bar{x}}(x) = P(\bar{X} \leq x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2}(\frac{x}{10})$  / s. x > 10, entonces  $F_{\bar{x}}(x) = P(\bar{X} \leq x) = 1$  Por lo tanto:

 $\forall \chi \in \mathbb{R}, \ F_{\overline{X}}(x) = \begin{cases} 0 \ S_{\lambda} \ \chi < -2 \\ \frac{1}{2} \ S_{\lambda} - 2 \le \chi < 0 \\ \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \left(\frac{\chi}{10} \right) S_{\lambda} \ 0 \le \chi < 10 \\ 1 \ S_{\lambda} \ 10 \le \chi \end{cases}$ 

De estu torma, fx será:

$$\forall x \in \mathbb{R}, \ f_{\overline{x}}(x) = \begin{cases} 0 \ \text{Si} \ \chi \in ]-\infty, -2 \left[0\right]-2, 0\left[0\right]0, +\infty \right[\\ \frac{1}{20} \ \text{Si} \ \chi = -2 \end{cases}$$

$$\frac{1}{20} \ \text{Si} \ \chi \in \left[0, 10\right]$$

Asi serra la función de densidad de una variable aleutoria mixta. Queremos determinar:

$$P(X > S) = 1 - P(X < S) = 1 - P(X \le S)$$

$$= 1 - (\frac{1}{2} + \frac{1}{4}) = \frac{1}{4}$$

14/Diciembre/2022

Para el problema de demanda y utilidad, sólo se pide la relación entre demanda y utilidad.

## FUNCIONES DE VARIABLES ALEATORIAS

1) Se lanzan 3 monedos y Se propone a X como la Varioble aleutoria:

D'número de águilas obtenidas.

Clarumente fx:

$$\forall \chi \in \mathbb{R}, \ J_{\chi}(\chi) = P(\bar{\chi} = \chi) = \begin{cases} \frac{1}{8} & \text{s.i.} \chi \in \{0,3\} \\ \frac{3}{8} & \text{s.i.} \chi \in \{1,2\} \end{cases}$$
O en otro caso.

En un juego se obtienen \$2 por cada águila que aparezca y se pagan \$3 por entrar en el juego. Sea Y: Ganancia de cada juego. Vemos que:

Relacionamos a 
$$\overline{X}$$
 y  $\overline{X}$  como:  $\overline{X} = 2\overline{X} - 3$ . También, podemos notar que:  $P(\overline{X} = 1) = P(\overline{X} - 2) = \frac{3}{8}$ 

pues, si  $\bar{Y}=1$ , enlonces  $\bar{X}=2$ , ast so obtient el resultado anterior.

Podemos estublecer una relación general como sigue:

$$P(\bar{Y} = y) = P(2\bar{X} - 3 = y) = P(\bar{X} = \frac{y+3}{2}), \text{ as:}$$

$$\int_{8}^{1} s_{1} \frac{y+3}{2} \in \{0,3\} \text{ as:}$$

$$P(\bar{Y} = y) = \begin{cases} \frac{1}{8} s_{1} \frac{y+3}{2} \in \{1,2\} \text{ as:}$$

$$0 \text{ an otro cuso.}$$

Función de una nueva variable aleatoria discreta.

Sea X una variable aleatoria discreta con función de densidad fx. Sea X=g(X). Entonces:

$$\int_{\overline{X}} (y) = P(\overline{Y} - y) = P(g(\overline{X}) - y)$$

$$= \sum_{(x \mid g(x) = y)} P(\overline{X} = x)$$

EJEMPLOS.

1) Seu X con función de densidad:

$$f_{\chi}(\chi) = \begin{cases} \frac{1}{2}\chi & \text{si } \chi \in \mathbb{N} \\ 0 & \text{en otro cuso.} \end{cases}$$

Y, sea Z definida como:

$$\overline{Y} = g(\overline{X}) = \int_{-\infty}^{\infty} |Si| \overline{X} esimpar$$

por lo tanto:

$$P(X = -1) = P(X \in \{1, 3, ...\}) = P(X = 1) + P(X = 3) + ...$$

$$= \sum_{n \in \mathbb{N}} P(X = 2n - 1) = \sum_{n \in \mathbb{N}} \frac{1}{2^{2n - 1}}$$

$$= 2 \cdot \sum_{n \in \mathbb{N}} (\frac{1}{2^{n}})^{2} = 2 \cdot \sum_{n \in \mathbb{N}} (\frac{1}{4^{n}}) = 2 \cdot (\frac{1/4}{1 - 1/4}) = 2 \cdot (\frac{1}{3})$$

$$= \frac{2}{3}.$$

 $|_{\text{uego}} P(\bar{\chi} = 1) = 1 - P(\bar{\chi} = -1) = \frac{1}{3}$ 

2) Sea X una variable aleatoria que toma valores en 2-1,0,13 con probabilidades:

$$P(\bar{X}=-1)=0.2$$
,  $P(\bar{X}=0)=0.3$  y  $P(\bar{X}=1)=0.5$   
Sen  $\bar{X}=\bar{X}^2+1$ . Vemos que ye  $\{2,1\}$  además:  
 $P(\bar{X}=2)=P(\bar{X}^2+1=2)=P(\bar{X}=1)+P(\bar{X}=-1)$   
 $=0.2+0.5=0.7$ 

$$P(\bar{Y}=1)=0.3$$

3) Seu X la variable aleutoria Con la siguiente función fx de densidad:

$$f_{\overline{X}}(\chi) = \begin{cases} 2e^{-2\chi}, \forall \chi > 0 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Claramente  $\chi \in (0, +\infty)$ . Si  $Y = \ln(X)$ , entonces queremos determinar  $f_{Z}(y)$ . Para ello, veumos que:

$$\begin{aligned}
F_{\overline{Y}}(y) &= P(\overline{X} \leq y) \\
&= P(\ln(\overline{X}) \leq y) \quad \text{Como } e^{x} \text{ es creciente:} \\
&= P(\overline{X} \leq e^{y}) \\
&= F_{\overline{Y}}(e^{y})
\end{aligned}$$

de estu formu:

$$f_{\underline{Y}}(y) = f_{\underline{Z}}(y) = f_{\underline{X}}(e^{y}) = f_{\underline{X}}(e^{y}).(e^{y})^{y}$$
  
=  $e^{y}.f_{\underline{X}}(e^{y}) = e^{y}.f_{\underline{X}}(e^{y})$ 

lo Cual implica:

$$f_{\overline{X}}(y) = e^{y} \cdot f_{\overline{X}}(e^{y}) = \begin{cases} 2e^{y-2e^{y}} & \text{si } e^{y} > 0 \\ 0 & \text{an otro caso} \end{cases}$$

como e > 0, y y e IR, entonces:

Veamos que:

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{\frac{\pi}{2}}^{\infty} (y) dy = \int_{-\infty}^{\infty} 2e^{y-2e^{y}} dy \quad \text{Sea} \quad u = e^{y}, \quad du = e^{y} dy$$

$$= \int_{0}^{\infty} 2e^{y-2e^{y}} dy \quad \text{Sea} \quad u = e^{y}, \quad du = e^{y} dy$$

$$= \int_{0}^{\infty} 2e^{y-2e^{y}} dy \quad \text{Sea} \quad u = e^{y}, \quad du = e^{y} dy$$

$$= \int_{0}^{\infty} 2e^{y-2e^{y}} dy \quad \text{Sea} \quad u = e^{y}, \quad du = e^{y} dy$$

$$= \int_{0}^{\infty} 2e^{y-2e^{y}} dy \quad \text{Sea} \quad u = e^{y}, \quad du = e^{y} dy$$

$$= \int_{0}^{\infty} 2e^{y-2e^{y}} dy \quad \text{Sea} \quad u = e^{y}, \quad du = e^{y} dy$$

$$= \int_{0}^{\infty} 2e^{y-2e^{y}} dy \quad \text{Sea} \quad u = e^{y}, \quad du = e^{y} dy$$

$$= \int_{0}^{\infty} 2e^{y-2e^{y}} dy \quad \text{Sea} \quad u = e^{y}, \quad du = e^{y} dy$$

$$= \int_{0}^{\infty} 2e^{y-2e^{y}} dy \quad \text{Sea} \quad u = e^{y}, \quad du = e^{y} dy$$

$$= \int_{0}^{\infty} 2e^{y-2e^{y}} dy \quad \text{Sea} \quad u = e^{y}, \quad du = e^{y} dy$$

$$= \int_{0}^{\infty} 2e^{y-2e^{y}} dy \quad \text{Sea} \quad u = e^{y}, \quad du = e^{y} dy$$

$$= \int_{0}^{\infty} 2e^{y-2e^{y}} dy \quad \text{Sea} \quad u = e^{y}, \quad du = e^{y} dy$$

$$= \int_{0}^{\infty} 2e^{y-2e^{y}} dy \quad \text{Sea} \quad u = e^{y}, \quad du = e^{y} dy$$

$$= \int_{0}^{\infty} 2e^{y-2e^{y}} dy \quad \text{Sea} \quad u = e^{y}, \quad du = e^{y} dy$$

$$= \int_{0}^{\infty} 2e^{y-2e^{y}} dy \quad \text{Sea} \quad u = e^{y}, \quad du = e^{y}, \quad du = e^{y} dy$$

$$= \int_{0}^{\infty} 2e^{y-2e^{y}} dy \quad \text{Sea} \quad u = e^{y}, \quad du = e^{y},$$

avenis fx(y) >0, y y e R. Portanto, fy es una función de densidad

Si ahora tomamos a la variable aleatoria Z dada como:  $Z = |X| Entonices: (Z \in [0, +\infty[E]).$ 

$$f_{z}(z) = P(Z \leq z)$$
$$= P(|X| \leq z)$$

$$= P(-z \le X \le z)$$

$$= P(X \le z) - P(X < -z)$$

$$= F_X(z) - F_X(-z)$$

$$= F_X(z) + F_X(-z) = \int_X (z) + f_X(-z)$$

De esta formu:

$$\forall z \in \mathbb{R}, \ f_z(z) := \begin{cases} 2-2z \\ 2e^{-2z} & \text{Si} & z > 0. \end{cases}$$
 en otro coso.

## 16/Diciembre/2022

Recordando la clase anterior. S: tenemos una variable aleatoria discreta X y una Y tal que Y-g(X), conociendo la función de distribución de densidad de  $f_X$ , entonces:

$$\int_{\overline{Y}} (\gamma) = P(\overline{X} - \gamma) = P(g(\overline{X}) - \gamma)$$

$$= \sum_{x \in \overline{G'}(\{\gamma\})} P(\overline{X} - x) = \sum_{\{x \in G \mid g(x) = \gamma\}} P(\overline{Y} - x)$$

$$\int_{\overline{X}} (x)$$

## Función de una variable aleutoria continua.

Sea  $\overline{X}$  una v.u absolutumente continua Con Junción de densidad  $f_{\overline{X}}$ . Supongamos que g(x) es una función estrictumente monótona (ya sea creciente o decreciente), diferenciable y por tanto, continua. Sea  $\overline{Y} = g(\overline{X})$ 

Entonces:

$$f_{\overline{\chi}}(y) := \begin{cases} f_{\overline{\chi}}(\overline{g'}(y)) & |\frac{\partial}{\partial y}\overline{g'}(y)| & \text{si } y = g(x) \text{ para algán } \chi. \\ 0 & \text{si } y \neq g(x), \forall \chi \end{cases}$$

Dem:

Suponga que ges monótona creciente, diferenciable x  $\overline{X}$  una v.a absolutamente continua con Junción de densidad f  $\overline{x}$ . Veumos la función de distribución de  $\overline{Y}$ :

$$F_{\overline{Y}}(y) = P(\overline{Y} \leq y) = P(g(\overline{X}) \leq y) = P(\overline{X} \leq g'(y))$$

$$= F_{\overline{X}}(g'(y)).$$

$$= f_{\overline{Y}}(y) = F_{\overline{Y}}(y) - (F_{\overline{X}}(g'(y))) = F_{\overline{Y}}(g'(y)) \cdot (g'(y))$$

$$= f_{\overline{Y}}(g'(y)) \cdot \frac{\partial}{\partial y}(g'(y))$$

Si y 7g(x), Vx, entonces fx(y) es o bien 0 ó 1. En cualquier cuso fx(y)=0. Si g es monótona decreciente:

$$P(g(X) \le y) = P(g'(y) \le X)$$
  
=  $1 - P(X \le g'(y))$   
=  $1 - F_{X}(g'(y))$ .

Lueyo:

$$F_{\overline{\chi}}(y) = 1 - F_{\overline{\chi}}(g^{-1}(y)) = F_{\overline{\chi}}(y) = -f_{\overline{\chi}}(g^{-1}(y)) \cdot \frac{\partial}{\partial y}(g^{-1}(y))$$
Como ges decreciente, su derivada si empre es negativa. Por tanto
$$\left|\frac{\partial}{\partial y}(g^{-1}(y))\right| = -\frac{\partial}{\partial y}(g^{-1}(y))$$

y si g es creciente, su derivuda es positivu. Por tanto:

$$\left|\frac{\partial}{\partial y}(y^{-1}(y))\right| = \frac{\partial}{\partial y}(y^{-1}(y))$$

Asi 
$$f_{Y}(y) = f_{X}(g'(y)) \cdot \left| \frac{\partial}{\partial y}(g'(y)) \right|$$

9.0.d.

EJEMPLO.

1) Siges unu función lineal, X y Z V.a absolutamente continuas entonces:

$$F_{\chi}(y) = P(\bar{X} = y) = (g(\bar{X} | - y) = (a\bar{X} + b \leq y)$$

$$= (\bar{X} \leq \frac{Y - b}{a}) - P(\bar{X} \leq g'(y)) = F_{\chi}(g'(y))$$

Se obtiene el resultado anterior.

2) Sou 
$$\overline{Y} = g(\overline{X}) = \overline{X}^2$$
 entonces:

$$F_{\overline{Y}}(y) = P(\overline{X}^2 \leq y) = P(|\overline{X}| \leq \sqrt{y}) = P(-\sqrt{y} \leq \overline{X} \leq \sqrt{y})$$

$$= F_{\overline{X}}(\sqrt{y}) - F_{\overline{X}}(-\sqrt{y}), con y > 0.$$

Luego

$$f_{\overline{Y}}(y) = \frac{2}{a_{\overline{Y}}} \left( F_{\overline{X}}(S_{\overline{Y}}) - F_{\overline{X}}(-S_{\overline{Y}}) \right) = f_{\overline{Y}}(S_{\overline{Y}}) + f_{\overline{Y}}(-S_{\overline{Y}}) = f_{\overline{Y}}(S_{\overline{Y}}) + f_{\overline{Y}}(-S_{\overline{Y}}) = f_{\overline{Y}}(S_{\overline{Y}}) + f_{\overline{Y}}(-S_{\overline{Y}}) = f_{\overline{Y}}(S_{\overline{Y}}) + f_{\overline{Y}}(S_{\overline{Y}}) + f_{\overline{Y}}(-S_{\overline{Y}}) = f_{\overline{Y}}(S_{\overline{Y}}) + f_{\overline{Y}}(S_{\overline{Y}}) + f_{\overline{Y}}(S_{\overline{Y}}) + f_{\overline{Y}}(S_{\overline{Y}}) = f_{\overline{Y}}(S_{\overline{Y}}) + f_{\overline{Y}}(S_{\overline{Y}}) + f_{\overline{Y}}(S_{\overline{Y}}) + f_{\overline{Y}}(S_{\overline{Y}}) + f_{\overline{Y}}(S_{\overline{Y}}) + f_{\overline{Y}}(S_{\overline{Y}}) = f_{\overline{Y}}(S_{\overline{Y}}) + f_{\overline{Y}}($$

De estu forma:

$$A^{\lambda} \in \mathbb{I}_{X} \cdot f^{\underline{\Lambda}}(\lambda) = \begin{cases} 0 & 2! & \lambda \in 0 \\ \frac{5!}{4!} \cdot (f^{\underline{\Lambda}}(\lambda) + f^{\underline{\Lambda}}(-\lambda)) & 2! & \lambda > 0 \end{cases}$$

$$S: Y \leq 0, P(\overline{X}^2 \leq Y) = P(\overline{X}^2 \leq 0) = P(\overline{X} = 0) = 0$$

3) Sea X v.a con función de distribución:

$$\forall x \in \mathbb{R}$$
  $\int (x) = \begin{cases} \chi^2 + \chi + \frac{1}{6}, S; \ 0 < x < 1. \\ 0, e.o.c \end{cases}$ 

considerando los combios de variable  $\bar{Y} = I\bar{X}$  y  $\bar{Z} = (x-1)^2$ 

a) 
$$S_i$$
  $0 < x < 1 => 0 < fx < 1 => 0 < y < 1. Portanto,  $f_T(y) = 0$   $S_i$   $y \notin J_0, I_0$ .$ 

$$F_{Z}(y) - P(\overline{Z} \leq y) = P(\overline{X} \leq y) = P(\overline{X} \leq y^{2})$$

pues J: R-> IR es creciente. Ast

$$F_{\chi}(y) = F_{\chi}(y^{2})$$
  
=>  $f_{\chi}(y) = f_{\chi}(y^{2}) \cdot 2y = 2y \cdot f_{\chi}(y^{2})$ , si 0

En resumen:

$$\forall y \in \mathbb{R}, \ f_{\mathcal{Q}}(y) = \begin{cases} 2y(y^{t} + y^{2} + \frac{1}{6}) & \text{s.i.} \ 0 < y < 1 \\ 0 & \text{e.o.c.} \end{cases}$$

b)  $S_{i}$   $0 < \chi < 1 => -1 < \chi - 1 < 0 => 0 < (\chi - 1)^{2} < 1 => 0 < 7 < 1 | Vea-$ 

Mos que:

$$F_{z}(z) = P(Z \le z) = P((\bar{X} - 1)^{2} \le Z). S; z > 0:$$

$$= P(|\bar{X} - 1| \le JZ) = P(-Jz \le \bar{X} - 1 \le JZ)$$

$$= P(-Jz + 1 \le \bar{X} \le Jz + 1)$$

$$= P(\bar{X} \le Jz + 1) - P(\bar{X} < -Jz + 1)$$

$$= |-F_{x}(1 - Jz), pues | 1 + Jz > 1, y | F_{x}(x) = 1 + x > 1$$

Como 7 (1, entonces:

$$f_{z}(z) = f_{x}(-5z+1) \cdot \frac{1}{21z}$$

$$= \frac{1}{21z} f_{x}(1-5z), aqv. además 7 < 1.$$

con 0 < 2 < 1. Asi

$$\forall z \in \mathbb{R}, f_z(z) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{z}} (1 - 2\sqrt{z} + z + 1 - \sqrt{z} + \frac{1}{6}) s_i & 0 < z < 1 \\ 0 & e.o.c \end{cases}$$

4) Hacer lo mismo que en 3), pero con

$$\forall x \in \mathbb{R}, f(x) := \begin{cases} \chi + 1 & \text{i.} & -1 < x < 0. \\ 1 - x & \text{s.i.} & 0 < x < 1. \end{cases} 0 e.o.c.$$

Considerando los cambios de variable  $\bar{X} = I\bar{X}$ ,  $\bar{Z} = (\bar{X} - 1)^2 Para \bar{X} = I\bar{X}$ .

a) 
$$S: Z = (X-1)^2$$
, como con  $x \in J_0, 1[ \Rightarrow x-1 \ge 0 \Rightarrow (x-1)^2 \ge 0]$   
 $\Rightarrow z \ge 0$ .  $S: x \in J-1, 0[ \Rightarrow 1 \ge x+1 \ge 0 \Rightarrow -1 \ge x-1 \ge -2 \Rightarrow$   
 $4 \ge (x-1)^2 \ge 1$ . Por tunto,  $z \in [0, 4]$ , i.e. solo toma valores entre  $0 y \in 4$  (excluyendo al 1).

De esta torma, veamos que:

$$f_{2}(z) = P(7 \le z) = P((X-1)^{2} \le z), \text{ como } 7 > 0: (si z = 0, P(...) = 6)$$

$$= P(-17 \le X - 1 \le 17) = P(X \le 17 + 1) - P(X \le 17 + 1)$$

$$= 1 - f_{X}(-17 + 1), \text{ pugs} \quad 17 + 1 > 1 = 7$$

Lueyo:

$$f_{z}(z) = -F_{z}(-5z+1) = \frac{1}{2\sqrt{z}} \int_{z} (-5z+1), as: z>0$$

Asi

$$\frac{1}{2\pi} \left( \frac{1}{2\pi} \left( \frac{1}{1} - \left( -\frac{1}{2} + 1 \right) \right) = \frac{1}{2} \sin \left( \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \right) = \frac{1}{2} \sin \left( \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \sin \left( \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \sin \left( \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \sin \left( \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \sin \left( \frac{1}{2} + \frac{1}$$

20/Diciembre/2022

Problema

A y B participan en un juego. Se lanzan 2 dados, y se observa la diferencia de los resultados obtenidos.

- Agana \$1000 S: la vites 0,1,2

-B gana \$1000 si la Vif. es 3, 4, 5.

Veamos el espucio muestral:

$$\overline{X} = X$$
 le dif.

$$(2,1),(2,2),...,(2,6)$$
  $P(X=0)=\frac{1}{36}$ 

$$P(X=0) = 36$$

$$P(X=1) = \frac{16}{36}$$

$$(6,1),(6,2),...,(6,6)$$
  $P(X=2)=\frac{8}{36} \Longrightarrow P(A)=\frac{24}{36}$ 

CCuinto deberia cobrar el Casino (cómo minimo)? Como el jugador gana 2 de 3 veces, entonces se deberia cobrar 3. 1000 (para que

```
seg justo).
```