TEMA IX: DISTRIBUCIÓNS NOTÁBEIS CONTÍNUAS

- distribución Uniforme
- distribución Expoñencial
- distribución Normal

- **Distribución UNIFORME** é a que segue unha v.a. contínua nun intervalo [a,b] con probabilidade constante.

función de densidade $f(x)=1/(b-a)$ se $x \in [a,b]$, 0 en caso contrário; función contínua en [a,b]

média $\mu=(a+b)/2$ $\quad E(x)=\int_a^b x f(x)dx$

varianza $\sigma^2=(b-a)^2/12$ $\quad Var(x)=Ex^2-(Ex)^2$

parámetros a, b

$u \in U(0,1)$ e $x \in U(a,b) \Rightarrow x=a+u(b-a)$

- **Distribución EXPOÑENCIAL** é a que segue unha v.a. contínua considerada nun proceso de Poisson como x="tempo transcurrido entre ocurréncia de dous sucesos consecutivos"

2 hipóteses de Poisson: λ=promedio nº sucesos nun intervalo de tempo; e proceso non tén memória

función de densidade $f(x)=\lambda e^{-\lambda x}$ se $x \in (0,\infty)$, 0 en caso contrário; función contínua en $(0,\infty)$

média $\mu=1/\lambda$ $\quad E(x)=\int_0^\infty x f(x)dx$

varianza $\sigma^2=1/\lambda^2$ $\quad Var(x)=Ex^2-(Ex)^2$

parámetros λ

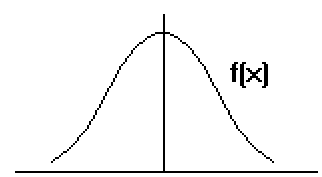
a distribución expoñencial é o equivalente contínuo da distribución xeométrica

---

- **Distribución NORMAL** é a que segue unha v.a. cuia función de densidade é:

$$f(x)=1/\sqrt{2\pi\sigma^2} \cdot \exp\{-1/2 \cdot (\frac{x-\mu}{\sigma})^2\}$$ contínua en $(-\infty,+\infty)$ $\quad x \in R$

parámetros μ, σ^2



campana gaussiana (simétrica)

A distribución normal tipificada ou estándar é a N(0,1)
en xeral N(μ,σ):

média $\mu=\int x f(x)dx$

varianza $\sigma^2=\int (x-\mu)^2 f(x)dx$

Taxa de fallo $\lambda(t)=P(t\leq x\leq t+\Delta t/x>t)=P(t\leq x\leq t+\Delta t)/P(x>t)$

x=duración do aparato= $\dfrac{\Delta t\cdot f(t)}{1-F(t)}$ $(\Delta t\to\infty)$; tasa de fallos= $\dfrac{f(t)}{1-F(t)}$

un caso particular é a expoñencial $\lambda(t)=\dfrac{\lambda e^{-\lambda t}}{1-(1-e^{-\lambda t})}=\dfrac{\lambda e^{-\lambda t}}{e^{-\lambda t}}=\lambda$ = constante

frecuentemente $\lambda(t)=ht^{c-1}$ con h e c constantes

$0<c<1$: aumento t $\Rightarrow$ disminución $\lambda(t)$

$c=1 \Rightarrow$ constante (expoñencial)
$c>1 \Rightarrow \lambda(t)$ medra; x segue distribución de WIBULL
con función de densidade $f(x)=hx^{c-1}\cdot\exp\{-h/(cx^c)\}$ se $x\geq 0$; $f(x)=h\cdot\exp\{-hx\}$ se c=1

Teorema Central do Límite

indica que a suma dun grande número de v.a. independentes segue aproximadamente á Normal

Sexan $x_1,x_2,\ldots,x_n$ unha sucesión de v.a. independentes con média m_i e varianza s_i^2 e distribución calquera (non necesariamente a mesma), chamamos $S_n=x_1+x_2+\ldots+x_n$ con média $E(S_n)=m_1+m_2+\ldots+m_n$ e varianza $Var(S_n)=s_1^2+s_2^2+\ldots+s_n^2$ (por ser-en independentes).

Entón S_n distribúe-se aproximadamente como unha Normal:

$$\boxed{S_n \in N\left(\sum_{i=1}^{n}\mu_i,\ \sqrt{\left(\sum_{i=1}^{n}\sigma_i^2\right)}\right)}$$

$$\text{ou}\quad \frac{S_n-E(S_n)}{\sqrt{Var(S_n)}}\in N(0,1)$$

Os resultados dun experimento debido a un conxunto mui grande de causas independentes, individualmente insignificantes, seguen unha distribución normal (ex. erros en medida, por iso á TCL tamén se lle chama *lei dos erros*)

Relación Binomial ~Poisson~Normal
(discreta, discreta, contínua)

Poisson/Binomial — Poisson=límite da Binomial cando $n\to\infty$, $p\to 0$, $np=\lambda$ constante
na prática: cando $np=\lambda>1$ e $p<0.1$

Binomial/Normal — $B(n,p)$ aproxíma-se por $N(np,\sqrt{npq})$ se $n>30$, $npq>5$
como a binomial é discreta: $P(a\leq x\leq b)$ con x binomial =
$=P(a-0.5\leq z\leq a+0.5)$ con z normal

Poisson/Normal — Polo TCL
Na prática, cando $\lambda>5$ se $y\in P(\lambda)\Rightarrow (y-\lambda)/\sqrt{\lambda}\in N(0,1)$

Binomial $B(n,p)$ **Poisson** $P(\lambda)$

$P(x=i)=\binom{n}{i} p^i(1-p)^{n-i} \xrightarrow[np=\lambda>1 \text{ e } p<0.1]{\text{usar P en vez de B se}} P(x=i)=\dfrac{e^{-\lambda}\cdot\lambda^i}{i!}$

discreta *discreta*

N en vez de B se:

$y \in B(n,p)$
$n>30$
$npq>5$
$(y-np)/\sqrt{npq} \in N(0,1)$

N en vez de P se:

$y \in P(\lambda)$
$\lambda>5$
$\dfrac{y-\lambda}{\sqrt{y}} \in N(0,1)$

$\downarrow$ $\downarrow$

Normal $N(\mu,\sigma)$

$\mu=np$ $\sigma^2=npq$ $\mu=\lambda$ $\sigma^2=\lambda$

contínua

<u>Propriedade de Aditividade para a Binomial, Poisson, Normal</u>

B)

$\left.\begin{array}{l} x_1 \in B(n_1,p) \text{ obsérvan-se } n_1 \text{ individuos} \\ x_2 \in B(n_2,p) \text{ obsérvan-se } n_2 \text{ individuos} \end{array}\right\} x_1+x_2 \in B(n_1+n_2,p)$

x1, x2 son independentes; non hai relación entre os n_1 e os n_2 individuos

P)

$\left.\begin{array}{l} x_1 \in P(\lambda_1)\ \lambda_1 \text{ persoas entran porta A por promédio} \\ x_2 \in P(\lambda_2)\ \lambda_2 \text{ persoas entran porta B por promédio} \end{array}\right\} x_1+x_2 \in P(\lambda_1+\lambda_2)$

x1, x2 son independentes $\lambda_1+\lambda_2$ entran portas A e B por promédio

N)

$x_i \in N(\mu_i,\sigma_i)$ $i=1,2,...,n$ x_i independentes e $b,a_1,...,a_n \in R \Rightarrow b+a_1x_1+a_2x_2+...+a_nx_n$ é unha v.a. normal de média $b+a_1\mu_1+a_2\mu_2+...+a_n\mu_n$ e desviación típica $\sqrt{(a_1\sigma_1^2+a_2\sigma_2^2+...+a_n\sigma_n^2)}$

Distribucións asociadas á Normal

1) Chi Cuadrado X^2 de Pearson
2) F de Fisher
3) S de Student

- **Distribución CHI CUADRADO X^2 de Pearson**

Parámetros: $n \in N$ "graus de liberdade"

$$\left.\begin{array}{l} x_1, x_2, \ldots, x_n \\ x_i \in N(0,1) \\ \text{independentes} \end{array}\right\} \Rightarrow y = x_1^2 + x_2^2 + \ldots + x_n^2 \in X_n^2 \underset{\text{TCL}}{\approx} N \left\{\begin{array}{l} E(X_n^2)=n \\ \\ Var(X_n^2)=2n \end{array}\right.$$

- **Distribución F de FISHER**

$$X_n^2,\ X_m^2 \Rightarrow F_{n,m} = \frac{X_n^2/n}{X_m^2/m} = \frac{(x_1^2+x_2^2+\ldots+x_n^2)/n}{(y_1^2+y_2^2+\ldots+y_m^2)/m} \quad \left\{\begin{array}{l} \text{média}=m/(m-2) \\ \text{var}=\dfrac{2m^2(n-m-2)}{n(m-2)^2(m-4)} \end{array}\right.$$

$(x_1^2+x_2^2+\ldots+x_n^2)>0$
$n \in R$
$(y_1^2+y_2^2+\ldots+y_m^2)>0$
$m \in R$

- **Distribución S de STUDENT**

$x \approx N(0,1)$
$y \approx X_n^2$
x, y independentes
Parámetros: n

$$t = \frac{x}{\sqrt{(y/n)}} \qquad \begin{array}{l} E(t_n)=0 \\ Var(t_n)=n/(n-2) \\ \text{(campana simétrica)} \end{array}$$

$n \to \infty \Rightarrow t \approx \text{Normal}$
$n=100 \Rightarrow t=\text{Normal}$

- Exercicio *Se t é unha variábel t de Student con n graus de liberdade, cal seria a distribución da variábel t^2?*

$x \sim N(0,1) \Rightarrow x^2 \sim X_1^2$
$txt = (x^2/1)/(y/n) \sim X_1^2/X_n^2 \sim \mathbf{F_{1,n}}$

- Exercicio *Sexan $(x_1,\ldots,x_n)$ mostras aleatórias simples $x_i \sim N(0,1)$. Calcular a distribución da variábel $x_1 \cdot$Ö$[n/(Sx_i^2)]$*

$\Sigma x_i^2 = X_n^2$
$x_1 \cdot \sqrt{[n/(\Sigma x_i^2)]} = x_1 \cdot \sqrt{n}/\sqrt{(\Sigma x_i^2)} = x_1/[\sqrt{(\Sigma x_i^2)}/\sqrt{n}] = x_1/\sqrt{[(\Sigma x_i^2)/n]} \sim \mathbf{t_n}$

- Exercicio *Se $(x_1,\ldots,x_n)$ mostra aleatória simple de $N(0,s)$. Demostrar que:*

$$\left(\sum_{i=1}^{5} x_i\right)^2 \Big/ \sum_{i=6}^{10} x_i^2 \sim F_{1,5} \qquad F_{1,5}=x/(y/5) \text{ con } x \sim X_1^2 \text{ e } y \sim X_5^2 \qquad x_i \sim N(0,\sigma) \Rightarrow x_i/\sigma \sim N(0,1)$$

$$\sum_{i=6}^{10} x_i^2/\sigma^2 = 1/\sigma^2 \sum_{i=6}^{10} x_i^2 \sim \mathbf{X_5^2} \leftarrow \text{nºvariábeis: 10-6+1}$$

$$\sum_{i=1}^{5} x_i \sim N(0,\sqrt{5}\cdot\sigma) \Rightarrow \sum_{i=1}^{5} x_i/(\sqrt{5}\cdot\sigma) \sim N(0,1) \Rightarrow 1/(5\cdot\sigma^2)\left(\sum_{i=1}^{5} x_i\right)^2 \sim \mathbf{X_1^2}$$

$X_1^2/X_5^2 \sim F_{1,5}$

▪ Exercicio *Comprobou-se que a vida de certos elementos químicos segue unha distribución expoñencial con média de oito meses. Calcular:*

a) a probabilidade de que un elemento viva entre 3 e 12 meses.

b) o percentil 0.95 da distribución.

c) a probabilidade de que un elemento que xa durou mais de 10 meses viva 15 meses mais.

función de densidade $f(x)=\lambda e^{-\lambda x}$ se $x \in (0,\infty)$, 0 en caso contrário

média $\mu=1/\lambda$ $\quad E(x)=\int_0^\infty xf(x)dx$

varianza $\sigma^2=1/\lambda^2$ $\quad Var(x)=Ex^2-(Ex)^2$

a) x=número de meses que vive o elemento

calcular a área baixo a curva expoñencial entre 3 e 12:

$$P(3<x<12)=\int_3^{12} 1/8\cdot e^{-1/8x}dx=1/8\cdot[-8\cdot e^{-1/8x}]_3^{12}=0.4641591$$

b) a área baixo a curva expoñencial entre 0 e t é 0.95; calcular t:

$$P(t<x)=0.95=\int_0^t 1/8\cdot e^{-1/8x}dx=1/8\cdot[-8\cdot e^{-1/8x}]_0^t=e^{-0}-e^{-t/8}=1-1/(e^{t/8}) \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \ln 0.05=\ln(1/(e^{t/8})) \Leftrightarrow \ln 0.05=\ln(1)-t/8\cdot\ln(e)$$

$$\Leftrightarrow 2.9957323=t/8 \Leftrightarrow t=23.965858$$

c)

$$F(x)=1-e^{-1/8x}$$

$$\downarrow$$

$$P(x>25/x>10)=P(x>15)=1-P(x<15)=1-F(15)=0.1533549$$

$$\uparrow$$

Distribución Expoñencial compre as duas hipóteses de Poisson: λ=promedio nº sucesos nun intervalo de tempo; e o proceso non tén memória

---

▪ Exercicio [IX.1] *Supoñamos un calculador que conten catro circuítos impresos. Sexa p_i a probabilidade de que un calculador enviado a reparar necesite i circuítos novos. Sábe-se que $p_1=1/2$; $p_2=1/4$; $p_3=p_4=1/8$. Envian-se 10.000 unidades a reparar cada ano. Cal é a probabilidade de necesitar mais de 18.875 circuítos?*

número de circuítos estropeados=$x_1+...+x_{10.000}$

onde x_i="número de circuítos estropeados no i-ésimo calculador"

temos unha variábel formada pola suma de 10.000 variábeis: $y=\sum_{i=1}^{10.000} x_i$
e preguntan-nos $P(y\geq 18.875)$

y="número de circuítos estropeados"

Non é unha distribución binomial porque non se conta x_i=1 éxito, x_i=0 fracaso.

Cómpren-se as duas hipóteses do TCL

[1] unha variábel formada pola suma de variábeis de média e varianza calculábeis
[2] as variábeis son independentes

[2]
por conceito
[1]
aplicamos o TCL

$$z=\frac{x-\Sigma_{i=1}^{10.000}\ \mu_i}{\sqrt{\ \Sigma_{i=1}^{10.000}\ \sigma_i^2}}\approx N(0,1)$$

média $E(x)=\mu=\Sigma_{i=1}^{4}\ x_i p_i=1/2+2/4+3/8+4/8=15/8=1.875$

varianza $\sigma^2=E(x^2)-E(x)=$
$=\Sigma_{i=1}^{4}\ x_i^2 p_i-1.875^2=1/2+4/4+9/8+16/84.625-1.875^2=1.1093$

desv.tip.$=\sqrt{1.1093}=105.32$

$$z=\frac{x-(1.875\cdot 10{,}000)}{105.32}$$

$P(y\geq 18{,}875)=P(z>(18{,}875-18{,}750)/105.32)=P(z>1.1869)=0.119$
↑
fotocopias p.336 1,1;0.08⇒0,8810⇒1-0,8810

▪ <u>Exercicio</u> [IX.2] *A dimensión principal de certas pezas ten unha distribución normal N(150,0.4) e o intervalo de toleráncia é (149.2,150.4). Píde-se, se se toman 50 pezas, calcular:*
a) a proporción de defectuosos resultantes
b) a probabilidade de que 44 estexan comprendidos en dito intervalo

a)
P(defectuoso)=1-P(non defectuoso)
P(non defectuoso)$=P(149.2<x<150.4)=P((149.2-150)/0.4<z<(150.4-150)/0.4)=$
$=(-2<z<1)=F(1)-(1-F(2))=F(1)-1+F(2)=0.8413-1+0.97725=0.81855$
↑
táboas p.336
P(defectuoso)=0.18145

b)
x=nº de pezas aceitábeis $\in$ B(n,p)=B(50,0.18145)

de xeito exacto:

$P(x=44)=(50 \text{ sobre } 44)\cdot 0.81855^{44}\cdot 0.18145^{6}=0.0847$

de xeito aproximado:

n=50>30
npq=7.426>5
↓
Normal $N(np,\sqrt{npq})\approx N(40.9275,2.725)$

$P(x=44)=P(43.5<x<44.5)=P((43.5-40.9275)/2.725<z<(44.5-40.9275)/2.725)=$
$=(0.944<z<1.31)=F(1.31)-F(0.94)=0.90490-0.8264=0.0785$
↑

fotocopias p.336

▪ <u>Exercicio</u> [IX.3] ***Unha compañia aérea observa que, en promédio, o 12% das prazas reservadas non se cobren, decide aceitar reservas por un 10% mais de prazas dispoñíbeis en avións de 450 prazas. Calcular a proporción de voos en que algún pasaxeiro con reserva queda sen praza.***

x="nº de pasaxeiros (con reserva) que voan" $x \in B(495,0.88)$
y="nº de pasaxeiros (con reserva) que non voan" $y \in B(495,0.12)$

Tendo a probabilidade particular p de que un individuo cumpra unha característica, contamos o número de individuos que a compren, por iso é unha distribución binomial. Como a binomial nos dá P(x=i) e temos que calcular P(x>i) temos que aproximar pola normal.

Binomial B(n,p)
$P(x=i)=\binom{n}{i}p^i(1-p)^{n-i}$
discreta

$y \in B(n,p)$
$n>30$ | N en vez de B se
$npq>5$

$(y-np)/\sqrt{npq} \in N(0,1)$ ↓

Normal $N(\mu,\sigma)$
$\mu=np$ $\sigma^2=npq$
contínua

n=495>30 e npq=52.272>5

$$y \in B(495,0.12) \Rightarrow \frac{y-59.4}{7.2299378} \in N(0,1)$$

P(algún pasaxeiro quede sen praza)=$P(x\geq 451)=P(495-y\geq 451)=P(y\leq 44)=$
$=P(z\leq -2.06)=1-F(2.06)=1-0.9803=0.0197$ $\Rightarrow$ no 1.97% dos voos algún pasaxeiro queda sen praza

---

▪ <u>Exercicio</u> [IX.4] *A vida en horas de certos tubos electrónicos ten unha densidade f(x)=0 se x<200, f(x)=k·exp(-x²/80,000) se x³200 (Normal truncada). Un aparato conten 100 destes tubos e para o seu funcionamento ao menos 65 dos tubos deben estar activos. Calcular a probabilidade de que o aparato funcione despois de 250 horas de servizo.*

Perguntan: P(un <u>aparato</u> funcione despois de 250 horas)
antes debemos calcular P(un <u>tubo</u> funcione despois de 250 horas)

Se f(x) é a función de densidade correspondente a unha distribución é normal entón:

$$f(x)=1/\sqrt{2\pi\sigma^2}\cdot \exp\{-1/2\cdot(\frac{x-\mu}{\sigma})^2\}$$

Polo tanto $-x^2/80,000=-1/2\cdot((x-\mu)/\sigma)^2 \Rightarrow$
$\Rightarrow -x^2/80,000=-((x-\mu)^2/2\sigma^2 \Rightarrow -x^2 2\sigma^2=-80,000\cdot[x^2-2x\mu+\mu^2] \Rightarrow$
$\Rightarrow -x^2 2\sigma^2=-80,000x^2+160,000x\mu-80,000\mu^2 \Rightarrow$
$\Rightarrow 2\sigma^2=80,000$ e $0=160,000x\mu-80,000\mu^2 \Rightarrow \sigma=200$ e $\mu=0$

Entón x="nº horas que funciona un tubo" $\in N(0,200)$

Normalizamos: $z=(x-\mu)/\sigma=x/200 \in N(0,1)$

Daquela P(un tubo funcione despois de 250 horas)=$P(x\geq250/x>200)=$
$=P(x\geq250\cap x>200)/P(x>200)=P(x\geq250\cap x>200)/P(x>200)=P(x\geq250)/P(x>200)=$
$= P(x>249.5)/P(x>200)=$

$$= \frac{1-P(z<249.5/200)}{1-P(x<200/200)} = \frac{1-F(1.2475)}{1-F(1)} = \frac{1-F(1.25)}{1-F(1.00)} = \frac{1-0.8944}{1-0.8413} = 0.6654064$$

Agora que temos a probabilidade individual de funcionar un tubo despois de 250h, p=0.6654064, procedemos a contar o "número de tubos que sobrepasan as 250h". Esta é unha variábel (y) de distribución binomial B(n,p) porque contamos o número de individuos (tubos) que compren ou non unha característica (funcionar). Concretamente $y\in B(100,0.6654064)$. Como temos que calcular $P(y\geq250)$, non podemos aplicar P(x=i), así que aproximamos pola normal:

Binomial B(n,p)

$P(x=i)=\binom{n}{i} p^i(1-p)^{n-i}$

discreta

$y \in B(n,p)$

n>30 — N en vez de B se

npq>5

$(y-np)/\sqrt{npq} \in N(0,1)$ ↓

Normal $N(\mu,\sigma)$

$\mu=np$ $\sigma^2=npq$

contínua

n=100>30

npq=22.26>5

$$\frac{y-66.54064}{\sqrt{(22.264072)}} = (y-66.54064)/4.718482 = z \in N(0,1)$$

P(un aparato funcione despois de 250 horas)=P(nº tubos funcionando despois de 250 horas ≥ 65)=$P(y\geq65)=P(z>(64.5-66.54064)/4.718482)=$
$=P(z>-0.432478)=P(z<0.432478)=P(z<0.43)=0.6664$*

*[se se redondea 66.54064 por 66.5 o resultado é 0.6628 en troques de 0.6664]

▪ Exercicio *O tempo de execución dun programa nun sistema informático en condición de carregamento normal é unha variábel aleatória de distribución expoñencial de média 0.5 min. Cando o sistema está sobrecarregado ¾o que acontece o 5% das veces¾, dito tempo axústa-se a unha distribución tamén expoñencial pero de média de 10 min.*

a) Cal é a probabilidade de que o tempo de execución dure mais de 15 minutos?

b) Calcular o tempo médio de execución do programa.

c) Calcular a función de densidade xeral de x o tempo de execución.

d) Se se observa que unha execución se prolongou entre 6 e 8 min., calcular a probabilidade de que corresponda a un período de sobrecarregamento do sistema.

a)

P(carregamento ordinário)=P(O)=0.95

P(carregamento extraordinário)=P(E)=0.05

é unha partición ($O\cap E=\varnothing$;$O\cup E=\Omega$)

daquela polo Teorema de Probabilidades Totais:

$P(t>15)=P(t>15/O)\cdot P(O)+P(t>15/E)\cdot P(E)$

$t/E \in Exp(10)$ con $\lambda=1/\mu=0.1$

$\Rightarrow P(t>15/E)=1-F(15)= 1-(1-e^{-\lambda\cdot 15})=1-(1-e^{-0.1\cdot 15})=e^{-1.5}$

$t/O \in Exp(1)$ con $\lambda=1/\mu=1$

$\Rightarrow P(t>15/O)=1-F(15)= 1-(1-e^{-\lambda\cdot 15})=1-(1-e^{-1\cdot 15})=e^{-15}$

$P(t>15)=P(t>15/O)\cdot P(O)+P(t>15/E)\cdot P(E) \Leftrightarrow$

$P(t>15)=e^{-15}\cdot 0.95+e^{-1.5}\cdot 0.05=0.011$

b)

$E(t)=E(t/O)\cdot P(O)+E(t/E)\cdot P(E)=10\cdot 0.05+1\cdot 0.95=1.45$

c)

$f(t)=f(t/O)\cdot P(O)+f(t/E)\cdot P(E)=(1-0.1\cdot e^{-0.1\cdot x})\cdot 0.05+(1-1\cdot e^{-1\cdot x})\cdot 0.95$

(a partir desta densidade tamén se pode resolver a) como $\int_{15}^{\infty} f(x)dx$)

d)

E="execución de programa dura entre 6 e 8 min."

S="sistema sobrecarregado"

N="sistema en situación normal"

$$P(S/E)= \frac{P(E/S)\cdot P(S)}{P(E/S)\cdot P(S)+P(E/N)\cdot P(N)} = \frac{P(E/S)\cdot 0.05}{P(E/S)\cdot 0.05+P(E/N)\cdot 0.95}$$

$$P(E/S)=P(6\le x\le 8/S)=\int_{6}^{8}(0.1\cdot e^{-0.1x})dx = F(8)-F(6) = (1-e^{-0.1\cdot 8})-(1-e^{-0.1\cdot 6}) =$$

$=0.099$

$$P(E/N)=P(6\le x\le 8/N)=\int_{6}^{8}(1\cdot e^{-x})dx = F(8)-F(6) = (1-e^{-8})-(1-e^{-6}) =$$

$=0.00214$

$P(S/E)=0.7098$

se entre 6 e 8 o mais probábel é que o sistema está sobrecarregado

---

▪ Exercicio *Se xÎN(m,s), cales son as probabilidades de que o valor de x se atope a unha, duas e tres veces a desviación típica da média?*