UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO

FACULTAD DE CIENCIAS

Probabilidad 1
Tarea 5

PRESENTA

Carlos Emilio Castañon Maldonado 319053315
José Camilo García Ponce 319210536
Claudio Naim De La Cruz Márquez 318151645
Moisés Abraham Lira Rivera 319029930

PROFESOR

Jaime Vázquez Alamilla

AYUDANTES

Miguel Angel Fernández Castresana
Brian Pérez Gutiérrez

Probabilidad 1

Tarea 5

1 **Una aseguradora tiene 10 pólizas independientes con una cobertura de un año. El valor nominal de cada una de esas pólizas es de $1,000. La probabilidad de que haya una reclamación en el año en consideración es 0.1.**
Encuentre la probabilidad de que la aseguradora pague más del total esperado para el año en consideración.

Ayudante

2 **Si** $N \backsim Poisson(\lambda)$ **y además** $\mathbb{P}(N \leq 1) = 2\mathbb{P}(N = 2)$
Encuentre la varianza de N

Ayudante

3 **Si** X **es una variable aleatoria con distribución Poisson tal que** $\mathbb{P}(X = 0) = \mathbb{P}(X = 1)$
Encuentre $\mathbb{E}(X)$
Sabemos que es Poisson X con parámetro λ desconocido.
Recordando que la función de densidad esta dada por:
$f(x) = P(X = x) = \frac{\lambda^x}{x!}e^{-\lambda}(x \in \{0, 1, 2, ...\})$
Sin embargo como sabemos que $\mathbb{P}(X = 0) = \mathbb{P}(X = 1)$
Tendremos que:
$f(0) = P(X = 0) = \frac{\lambda^0}{0!}e^{-\lambda} = (\frac{1}{1})e^{-\lambda} = (1)e^{-\lambda}$
$f(1) = P(X = 1) = \frac{\lambda^1}{1!}e^{-\lambda} = (\frac{\lambda}{1})e^{-\lambda} = (\lambda)e^{-\lambda}$
Como $\mathbb{P}(X = 0) = \mathbb{P}(X = 1)$
Entonces:
$f(0) = f(1) \longrightarrow (1)e^{-\lambda} = (\lambda)e^{-\lambda} \longrightarrow (1)\cancel{e^{-\lambda}} = (\lambda)\cancel{e^{-\lambda}} \longrightarrow (1) = (\lambda) \longrightarrow 1 = \lambda$
Por definicion de Poisson Tenemos que $\mathbb{E}(X) = \lambda$
Y como sabemos que $\lambda = 1$
Tenemos finalmente que: $\mathbb{E}(X) = \lambda = 1$

4 **Suponga que** $N \backsim Bin(100, 0.1)$
Evalué $\mathbb{P}(X \leq \mu_X - 3\sigma_X)$
Ayudante

5 **Sea** X **una variable aleatoria con distribución Poisson tal que** $\mathbb{E}(X) = Ln(2)$.
Calcule $\mathbb{E}(cos(\pi X))$
Tenemos que: $\mathbb{P}(X = x) = \sum_{x=0}^{\infty} x\frac{e^{-\lambda}\lambda^x}{x!}$ y para calcular $E(Cos(\pi x))$ vamos a partir de $Cos(\pi X)\mathbb{P}(X = x) = \sum_{x=0}^{\infty} Cos(\pi x)\frac{e^{-\lambda}\lambda^x}{x!}$, entonces quedaría como: $\sum_{x=0}^{\infty} Cos(\pi x)\frac{e^{-Ln(2)}Ln(2)^x}{x!} = \sum_{x=0}^{\infty}(-1)^x\frac{e^{-Ln(2)}Ln(2)^x}{x!}$
Podemos sacar $e^{-Ln(2)} = \frac{1}{2}$ de la suma y eso quedaría como: $\frac{1}{2}\sum_{x=0}^{\infty}\frac{(-1)^x Ln(2)^x}{x!}$ que es igual a $\frac{1}{2} \cdot \sum_{x=0}^{\infty}\frac{(-1)^x Ln(2)^x}{x!}$, entonces, resolviendo la suma $\sum_{x=0}^{\infty}\frac{(-1)^x Ln(2)^x}{x!}$, usando: $\sum_{x=0}^{\infty}\frac{a^x}{x!} = e^a$
la suma quedaría como: $e^{-Ln(2)}$, quedando como: $e^{-Ln(2)} \cdot e^{-Ln(2)} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{4} = \mathbb{E}(cos(\pi X))$

6 **Si** X **se distribuye binomial con parámetros** n **y** p
¿Cuál es la distribución de $Y = n - X$ **?**
Ya que X se distribuye binomial, entonces X representa el numero de éxitos en n ensayos, donde p es la probabilidad de éxito.
Entonces observemos que $Y = n - X$, por lo tanto Y es el numero de fracasos en n ensayos
Y como la distribución binomial, son n ensayos Bernoulli independientes, y un ensayo Bernoulli solo tiene éxito o fracaso, con p la probabilidad de éxito, por lo cual $1 - p$ es la probabilidad de fracaso
Y con todo esto podemos decir que Y se distribuye binomial con parámetros n y $1 - p$

7 **Para un individuo, la probabilidad de un accidente en un periodo de 24 horas (y por lo tanto, la probabilidad de reclamación) es 0.00037.**
Los siniestros en días sucesivos son independientes, y no es posible tener más de dos accidentes en un día.
Calcular las probabilidades de que un asegurado haga 0, 1 y 2 reclamaciones en un año.

Notemos que en cualquier día, el tener un accidente, lo traduciremos como tener una "cabeza" y el no tenerlo como su "cola".
Además de que podemos observar que la probabilidad de p es $p = 0.00037$
Para un año de 365 días, tendremos el mismo numero de **lanzamientos** (365) y el numero esperado de "cabezas" (accidentes) sera entonces de: $365 \times 0.00037 = 0.135$
Con $n = 365$ y $p = 0.00037$ por lo que la distribución del numero de accidentes en un año se vuelve: $np = 0.135$ además de que la distribución sera Poisson por lo que:

Para calcular que un asegurado haga 0 reclamaciones en un año tendremos:
$P(0) = \frac{e^{-0.135}(0.135)^0}{0!} = \frac{e^{-0.135}(1)}{1} = e^{-0.135} = 0.874$
Para calcular que un asegurado haga 1 reclamación en un año tendremos:
$P(1) = \frac{e^{-0.135}(0.135)^1}{1!} = \frac{e^{-0.135}(0.135)}{1} = e^{-0.135}(0.135) = 0.874(0.135) = 0.118$
Para calcular que un asegurado haga 2 reclamaciones en un año tendremos:
$P(2) = \frac{e^{-0.135}(0.135)^2}{2!} = \frac{e^{-0.135}(0.018225)}{2} = \frac{0.874(0.018225)}{2} = \frac{0.01592865}{2} = 0.008$

8 **Un dado balanceado es lanzado hasta que cae la cara con el "4".**
Si X es el número de lanzamientos requeridos hasta obtener el primer "4"
¿Cuál es el valor de ξ más pequeño para el cual $P(X \leq \xi) \geq 0.5$?

<u>Solución:</u>
Procederemos por distribución geométrica para resolver el problema.

$$P(X \leq \xi) = \sum_{x=0}^{\xi} p(1-p)^x$$

Donde x es el numero de lanzamientos requeridos hasta obtener 4 y p la probabilidad
Para $\xi = 0$ tenemos que:

$$\sum_{x=0}^{0} \frac{1}{6}(1-\frac{1}{6})^x$$

$$\tfrac{1}{6}\left(\left(\tfrac{5}{6}\right)^0\right) = \tfrac{1}{6} \approx 0.16$$

Para $\xi = 1$ tenemos que:

$$\sum_{x=0}^{1} \frac{1}{6}(1-\frac{1}{6})^x$$

$$\tfrac{1}{6}\left(\left(\tfrac{5}{6}\right)^0 + \left(\tfrac{5}{6}\right)^1\right) = \tfrac{11}{36} \approx 0.3055$$

Para $\xi = 2$ tenemos que:

$$\sum_{x=0}^{2} \frac{1}{6}(1-\frac{1}{6})^x$$

$$\frac{1}{6}\left(\left(\frac{5}{6}\right)^0+\left(\frac{5}{6}\right)^1+\left(\frac{5}{6}\right)^2\right)=\frac{91}{216}\approx 0.421$$

Para $\xi = 3$ tenemos que:

$$\sum_{x=0}^{3}\frac{1}{6}(1-\frac{1}{6})^x$$

$$\frac{1}{6}\left(\left(\frac{5}{6}\right)^0+\left(\frac{5}{6}\right)^1+\left(\frac{5}{6}\right)^2+\left(\frac{5}{6}\right)^3\right)=\frac{671}{1296}\approx 0.5177$$

De este modo podemos ver que el valor más pequeño para ξ el cual $P(X \leq \xi) \geq 0.5$ es $\xi = 3$

9 **La función generadora de probabilidad de una variable aleatoria X que toma valores en los enteros no negativos es una función definida como $G_X(t) = \mathbb{E}(t^X)$**
Demostrar que:

a) Si $X \backsim Bnlli(p)$ entonces $G_X(t) = 1 - p + pt$
Recordemos que $Bnlli(p)$ tiene $f_X(x) = p^x(1-p)^{1-x}$, con $x = 0, 1$
Entonces $\mathbb{E}(t^x) = \sum_{x=0}^{1} t^x\mathbb{P}(X = x) = t^0p^0(1-p)^1 + t^1p^1(1-p)^0 = (1-p) + tp = 1 - p + pt$
Entonces si se cumple

b) Si $X \backsim Bin(n, p)$ entonces $G_X(t) = (1 - p + pt)^n$
Recordemos que $Bin(n, p)$ tiene $f_X(x) = \binom{n}{x}p^x(1-p)^{1-x}$
Entonces $\mathbb{E}(t^x) = \sum_{x=0}^{n} t^x\mathbb{P}(X = x) = \sum_{x=0}^{n} t^x\binom{n}{x}p^x(1-p)^{1-x} = \sum_{x=0}^{n}\binom{n}{x}(pt)^x(1-p)^{1-x}$
Usando binomio de Newton, $= (pt + (1-p))^n$
Entonces si se cumple

c) Si $X \backsim Geo(p)$ entonces $G_X(t) = \frac{p}{1-t(1-p)}$
Recordemos que $Geo(p)$ tiene $f_X(x) = p(1-p)^x$
Entonces $\mathbb{E}(t^x) = \sum_{x=0}^{\infty} t^x\mathbb{P}(X = x) = \sum_{x=0}^{\infty} t^x p(1-p)^x = p\sum_{x=0}^{\infty} t^x(1-p)^x = p\sum_{x=0}^{\infty}(t(1-p))^x$
Usando serie geométrica, $= p\frac{1}{1-t(1-p)} = \frac{p}{1-t(1-p)}$, con $t(1-p) < 1$
Entonces si se cumple

d) Si $X \backsim BinNeg(r, p)$ entonces $G_X(t) = (\frac{p}{1-t(1-p)})^r$
Recordemos que $BinNeg(r, p)$ tiene $f_X(x) = \binom{r+x-1}{x}p^rq^x$, con $q = 1 - p$
Entonces $\mathbb{E}(t^x) = \sum_{x=0}^{\infty} t^x\mathbb{P}(X = x) = \sum_{x=0}^{\infty} t^x\binom{r+x-1}{x}p^rq^x = p^r\sum_{x=0}^{\infty}\binom{r+x-1}{x}(tq)^x$
Usando que $\sum_{x=0}^{\infty}\binom{r+x-1}{x}(z)^x = (1-z)^{-r}$, sacado de las notas de clase, $p^r\sum_{x=0}^{\infty}\binom{r+x-1}{x}(tq)^x = p^r(1-tq)^{-r} = \frac{p^r}{(1-tq)^r} = (\frac{p}{1-t(1-p)})^r$
Entonces si se cumple

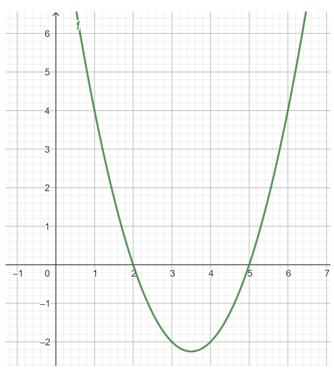
e) Si $X \backsim Poisson(\lambda)$ entonces $G_X(t) = e^{-\lambda(1-t)}$
Recordemos que $Poisson(\lambda)$ tiene $f_X(x) = e^{-\lambda}\frac{\lambda^x}{x!}$
Entonces $\mathbb{E}(t^x) = \sum_{x=0}^{\infty} t^x \mathbb{P}(X = x) = \sum_{x=0}^{\infty} t^x e^{-\lambda}\frac{\lambda^x}{x!} = e^{-\lambda}\sum_{x=0}^{\infty}\frac{(t\lambda)^x}{x!}$
Usando serie geométrica, $= e^{-\lambda}e^{t\lambda} = e^{-\lambda+t\lambda} = e^{-\lambda(1-t)}$
Entonces si se cumple

10 **Calcule** $\mathbb{P}(|X - \mu x| \geq 2\sigma X)$ **y compare sus respuestas con la de la cota de la desigualdad de Chebyshev cuando (a)** $X \backsim Unif(0,1)$**, (b)** $X \backsim exp(\lambda)$

Ayudante

11 **Si** $X \backsim Unif(0,10)$**, calcular** $\mathbb{P}(X + \frac{10}{X} > 7)$

Para el ejercicio usemos $Unif(0,10)$ continua, entonces sabemos que $f_X(x) = \frac{1}{b-a}$, para $Unif(a,b)$, por lo tanto para este ejercicio $f_X(x) = \frac{1}{10}$
Ahora, $\mathbb{P}(X + \frac{10}{X} > 7) = \mathbb{P}(X^2 + \frac{10X}{X} > 7X) = \mathbb{P}(X^2 - 7X + 10 > 0) = \mathbb{P}((X-5)(X-2) > 0)$
Ahora notemos como es la gráfica de $(x-5)(x-2)$, para ver X de donde a donde sera
Como tenemos que $(X-5)(X-2) > 0$, entonces $\mathbb{P}((X-5)(X-2) > 0) = \mathbb{P}((X < 2) \cup (5 < X))$



$\mathbb{P}((X < 2) \cup (5 < X)) = 1 - \mathbb{P}((X \geq 2) \cap (5 \geq X)) = 1 - \mathbb{P}(2 \leq X \leq 5)$
Entonces $1 - \int_2^5 \frac{1}{10}\, dx = 1 - \frac{1}{10}(x\Big|_2^5) = 1 - \frac{1}{10}(5-2) = 1 - \frac{3}{10} = \frac{7}{10}$
Entonces $\mathbb{P}(X + \frac{10}{X} > 7) = \frac{7}{10}$

12 **Sea X una variable aleatoria con distribución exp con media $\frac{1}{b}$. Se sabe que $m_X(-b^2) = \frac{1}{5}$, donde m_X es la función generadora de momentos de X. Encontrar el valor de b**

Recordemos que una distribución $exp(\lambda)$ tiene $\mathbb{E}(X) = \frac{1}{\lambda}$ y $m_X(t) = \frac{\lambda}{\lambda - t}$ con $t < \lambda$
Por los datos que tenemos $\mathbb{E}(X) = \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{b}$, entonces $b = \lambda$
Por lo tanto $m_X(-b^2) = \frac{\lambda}{\lambda+b^2} = \frac{b}{b+b^2} = \frac{b}{b(1+b)} = \frac{1}{1+b} = \frac{1}{5}$
Por lo tanto $b = 4$
Comprobemos $m_X(-4^2) = m_X(-16) = \frac{4}{4+16} = \frac{1}{5}$

13 **El peso promedio de los estudiantes de una universidad es 68.5 kg y la desviación estándar es de 10kg.**
Suponiendo que los pesos están normalmente distribuidos y que hay 500 estudiantes en esa universidad, encontrar el número de estudiantes que pesan:

a) Entre 48 y 71 kg
Reunimos nuestros datos:
Numero de Estudiantes $= 500$ Peso Promedio de los Estudiantes $= 68.5\ kg$
Desviación Estándar $= 10\ kg$
Ahora como queremos saber el numero de estudiantes que pesan entre 48 y 71 kg, procedemos con lo siguiente:
$P(48 < X \leq 71) = P(\frac{48-68.5}{10} \leq Z \leq \frac{71-68.5}{10})$
$P(\frac{48-68.5}{10} \leq Z \leq \frac{71-68.5}{10}) = P(48 < X \leq 71)$
$P(\frac{-20.5}{10} \leq Z \leq \frac{2.5}{10}) =$
$P(-2.05 \leq Z \leq 0.25) =$
$P(Z \leq 0.25) - P(Z \geq -2.05) =$
$P(Z \leq 0.25) - (1 - P(Z \leq 2.05)) =$
Remplazando con los valores de la Tabla de Distribución Normal que adjuntamos al final del documento llegamos a que:
$P(Z \leq 0.25) = 0.5987$ $P(Z \leq 2.05) = 0.9798$
Al multiplicar todo por el numero de estudiantes (500) tenemos:
$500 \cdot P(\frac{48-68.5}{10} \leq Z \leq \frac{71-68.5}{10}) = 500 \cdot P(48 < X \leq 71)$
$(500)(0.5987 - (1 - 0.9798)) = (500)(0.5785) = 289.25$
$\therefore$ De los 500 estudiantes aproximadamente 289 se encuentran entre los 48 y $71\ kg$.

b) Más de 91 kg
Procedemos a calcularlo:
$P(X > 91) = P(Z > \frac{91-68.5}{10})$
$P(Z > \frac{91-68.5}{10}) = P(X > 91)$
$P(Z > \frac{22.5}{10}) =$
$P(Z > 2.25) =$
$1 - P(Z \leq 2.25) =$
Remplazando con los valores de la Tabla de Distribución Normal que adjuntamos al final del documento llegamos a que:
$P(Z \leq 2.25) = 0.9878$
$1 - P(Z \leq 2.25) = 1 - 0.9878 = 0.0122$
Al multiplicar todo por el numero de estudiantes (500) tenemos:
$500 \cdot P(Z > \frac{91-68.5}{10}) = 500 \cdot P(X > 91)$
$(500)(0.0122) = 6.1$
$\therefore$ De los 500 estudiantes aproximadamente 6 tienen mas de $91\ kg$.

14 **(a) Encontrar la moda de la distribución gama**
(b) Si $X \backsim exp(\lambda)$, demuestre que $\mathbb{E}(X^k) = \frac{k!}{\lambda^k}$

Ayudante

15 **Nombra el nombre de una familia paramétrica que satisfaga:**

a) La media debe ser mayor o igual que la varianza
Binomial
Esto debido a que sabemos $\mathbb{E}(X) = np$ y $Var(X) = npq$, con $q = (1-p)$, para la distribución Binomial
Por lo tanto $Var(X) = np(1-p) = np - np^2$, como $p \geq 0$ y $n \geq 0$, entonces $\mathbb{E}(X) = np \geq np - np^2 = Var(X)$

b) La media debe ser igual que la varianza
Poisson
Ya que $\mathbb{E}(X) = \lambda = Var(X)$, para la distribución Poisson

c) La media debe ser menor o igual que la varianza
Binomial Negativa
Esto debido a que sabemos $\mathbb{E}(X) = \frac{r(1-p)}{p}$ y $Var(X) = \frac{r(1-p)}{p^2}$, con $0 < p \leq 1$, para la distribución Binomial Negativa
Como $0 < p \leq 1$, entonces $\frac{1}{p} \leq \frac{1}{p^2}$, por lo tanto $\mathbb{E}(X) = \frac{r(1-p)}{p} \leq \frac{r(1-p)}{p^2} = Var(X)$

d) La media puede ser menor que, igual a o mayor que la varianza (para diferentes valores de los parámetros)
Normal
Esto ya que $\sigma^2 > 0$ y $-\infty < \mu < \infty$, para la distribución Normal

16 **Sea X una variable aleatoria continua con función de distribución F. Defínase Y una variable aleatoria tal que $Y = F(X)$. Demuestre $Y \backsim Unif(0,1)$**

Ayudante

17 **Conteste las siguientes preguntas con respecto a la distribución normal:**

Ayudante

z	0	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0	0.5	0.504	0.508	0.512	0.516	0.5199	0.5239	0.5279	0.5319	0.5359
0.1	0.5398	0.5438	0.5478	0.5517	0.5557	0.5596	0.5636	0.5675	0.5714	0.5753
0.2	0.5793	0.5832	0.5871	0.591	0.5948	0.5987	0.6026	0.6064	0.6103	0.6141
0.3	0.6179	0.6217	0.6255	0.6293	0.6331	0.6368	0.6406	0.6443	0.648	0.6517
0.4	0.6554	0.6591	0.6628	0.6664	0.67	0.6736	0.6772	0.6808	0.6844	0.6879
0.5	0.6915	0.695	0.6985	0.7019	0.7054	0.7088	0.7123	0.7157	0.719	0.7224
0.6	0.7257	0.7291	0.7324	0.7357	0.7389	0.7422	0.7454	0.7486	0.7517	0.7549
0.7	0.758	0.7611	0.7642	0.7673	0.7704	0.7734	0.7764	0.7794	0.7823	0.7852
0.8	0.7881	0.791	0.7939	0.7967	0.7995	0.8023	0.8051	0.8078	0.8106	0.8133
0.9	0.8159	0.8186	0.8212	0.8238	0.8264	0.8289	0.8315	0.834	0.8365	0.8389

z	0	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
1	0.8413	0.8438	0.8461	0.8485	0.8508	0.8531	0.8554	0.8577	0.8599	0.8621
1.1	0.8643	0.8665	0.8686	0.8708	0.8729	0.8749	0.877	0.879	0.881	0.883
1.2	0.8849	0.8869	0.8888	0.8907	0.8925	0.8944	0.8962	0.898	0.8997	0.9015
1.3	0.9032	0.9049	0.9066	0.9082	0.9099	0.9115	0.9131	0.9147	0.9162	0.9177
1.4	0.9192	0.9207	0.9222	0.9236	0.9251	0.9265	0.9279	0.9292	0.9306	0.9319
1.5	0.9332	0.9345	0.9357	0.937	0.9382	0.9394	0.9406	0.9418	0.9429	0.9441
1.6	0.9452	0.9463	0.9474	0.9484	0.9495	0.9505	0.9515	0.9525	0.9535	0.9545
1.7	0.9554	0.9564	0.9573	0.9582	0.9591	0.9599	0.9608	0.9616	0.9625	0.9633
1.8	0.9641	0.9649	0.9656	0.9664	0.9671	0.9678	0.9686	0.9693	0.9699	0.9706
1.9	0.9713	0.9719	0.9726	0.9732	0.9738	0.9744	0.975	0.9756	0.9761	0.9767

z	0	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
2	0.9772	0.9778	0.9783	0.9788	0.9793	0.9798	0.9803	0.9808	0.9812	0.9817
2.1	0.9821	0.9826	0.983	0.9834	0.9838	0.9842	0.9846	0.985	0.9854	0.9857
2.2	0.9861	0.9864	0.9868	0.9871	0.9875	0.9878	0.9881	0.9884	0.9887	0.989
2.3	0.9893	0.9896	0.9898	0.9901	0.9904	0.9906	0.9909	0.9911	0.9913	0.9916
2.4	0.9918	0.992	0.9922	0.9925	0.9927	0.9929	0.9931	0.9932	0.9934	0.9936
2.5	0.9938	0.994	0.9941	0.9943	0.9945	0.9946	0.9948	0.9949	0.9951	0.9952
2.6	0.9953	0.9955	0.9956	0.9957	0.9959	0.996	0.9961	0.9962	0.9963	0.9964
2.7	0.9965	0.9966	0.9967	0.9968	0.9969	0.997	0.9971	0.9972	0.9973	0.9974
2.8	0.9974	0.9975	0.9976	0.9977	0.9977	0.9978	0.9979	0.9979	0.998	0.9981
2.9	0.9981	0.9982	0.9982	0.9983	0.9984	0.9984	0.9985	0.9985	0.9986	0.9986

z	0	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
3	0.9987	0.9987	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989	0.9989	0.9989	0.999	0.999
3.1	0.999	0.9991	0.9991	0.9991	0.9992	0.9992	0.9992	0.9992	0.9993	0.9993
3.2	0.9993	0.9993	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9995	0.9995	0.9995
3.3	0.9995	0.9995	0.9995	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9997
3.4	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9998
3.5	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998
3.6	0.9998	0.9998	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999
3.7	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999
3.8	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999
3.9	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1