Pontificia Universidad Católica de Chile
Facultad de Matemáticas
Departamento de Estadística

Temporada Académica de Verano 2015

Curso	**:**	**Probabilidad y Estadística**
Sigla	**:**	**EYP1113**
Interrogación	**:**	**1**
Profesores	**:**	**Ricardo Aravena C. y Ricardo Olea O.**

Problema 1

Tres políticos, digamos A, B y C - quienes son de distintas tendencias - han sido involucrados en los publicitados problemas de platas (es decir, han recibido dineros no declarados). Cuando son forzados a decir la verdad, la probabilidad que así lo hagan es 0.9, 0.8 y 0.7, respectivamente, y en forma independiente. Determine la probabilidad de que, al ser interrogados por el fiscal, al menos dos de ellos declaren haber recibido dineros no declarados.

Solución

Definamos los siguientes eventos:

A: "Politico A reconoce haber recibido dineros no declarados al ser forzados a decir a decir la verdad".

B: "Politico B reconoce haber recibido dineros no declarados al ser forzados a decir a decir la verdad".

C: "Politico C reconoce haber recibido dineros no declarados al ser forzados a decir a decir la verdad"

Del enunciado tenemos que los tres eventos son independientes y sus probabilidades son:

$$P(A) = 0.9, \qquad P(B) = 0.8, \qquad P(C) = 0.7 \quad \textbf{[0.5 ptos]}$$

Si D representa al evento "al menos dos reconoces", entonces

$$D = (A \cap B \cap C) \cup (\overline{A} \cap B \cap C) \cup (A \cap \overline{B} \cap C) \cup (A \cap B \cap \overline{C}) \quad \textbf{[1.0 ptos]}$$

Por axioma 3 **[0.5 ptos]**, se tiene que

$$P(D) = P(A \cap B \cap C) + P(\overline{A} \cap B \cap C) + P(A \cap \overline{B} \cap C) + P(A \cap B \cap \overline{C}) \quad \textbf{[1.0 ptos]}$$

y por independencia **[0.5 ptos]**

$$\begin{aligned} P(D) &= P(A) \cdot P(B) \cdot P(C) + P(\overline{A}) \cdot P(B) \cdot P(C) + P(A) \cdot P(\overline{B}) \cdot P(C) + P(A) \cdot P(B) \cdot P(\overline{C}) \quad \textbf{[1.0 ptos]} \\ &= 0.9 \times 0.8 \times 0.7 \times + 0.1 \times 0.8 \times 0.7 + 0.9 \times 0.2 \times 0.7 + 0.9 \times 0.8 \times 0.3 \quad \textbf{[1.0 ptos]} \\ &= 0.902 \quad \textbf{[0.5 ptos]} \end{aligned}$$

+ 1 Punto Base

Problema 2

El número de inscritos previamente en el curso EYP1113 versión verano 2015, supero ampliamente los 30 cupos como máximo que permite la Universidad (se inscribieron 40 en la sección 1 y 50 en la sección 2), por esta razón la facultad debió crear una tercera sección. El problema está en como conformarla, siendo la mejor opción el azar. Primero se eligió al azar 10 alumnos de la sección 1 y 20 de la sección 2. Si usted junto con su ex pareja tomaron el curso de verano en secciones distintas, ¿cuál es la probabilidad que el azar los haya unido nuevamente?.

Solución

Definamos como A al evento en a los ex el azar los vuelve a juntar.

Alternativa 1

Tenemos que los ex se encuentra en secciones distintas, cuando la facultad selecciona al azar alumnos de ambas secciones para formar la sección tres, el número total de secciones 3 distintas posibles serían:

$$\#S = \binom{40}{10} \times \binom{50}{20} = \frac{40! \cdot 50!}{10! \cdot 30! \cdot 20! \cdot 30!} \quad \textbf{[2.0 ptos]}$$

De este total, los ex están juntos nuevamente en:

$$\#A = \binom{39}{9} \times \binom{49}{19} = \frac{39! \cdot 49!}{9! \cdot 30! \cdot 19! \cdot 30!} \quad \textbf{[3.0 ptos]}$$

Luego

$$P(A) = \frac{\#A}{\#S} = \frac{1}{10} \quad \textbf{[1.0 ptos]}$$

Alternativa 2

Tenemos que los ex se encuentra en secciones distintas, definamos los eventos:

A: Ex sección 1 es seleccionado
B: Ex sección 2 es seleccionado

Ambos eventos son independientes **[1.0 ptos]**, ya que son parte de "experimentos" distintos.

Se pide

$$\textbf{[2.0 ptos]} \quad P(A \cap B) = P(A)P(B) = \frac{10}{40} \cdot \frac{20}{50} = \frac{1}{10} \quad \textbf{[3.0 ptos]}$$

+ 1 Punto Base

Problema 3

Considere dos eventos cualquiera, A y B, tal que $P(A) = 1/4$, $P(B \mid A) = 1/2$ y $P(A \mid B) = 1/4$, indique si las siguientes aseveraciones son verdaderas o falsas. Justifique en ambos casos:

(a) Los eventos A y B son mutuamente excluyentes.

(b) Los eventos A y B son mutuamente independientes.

(c) El evento A está contenido (subconjunto) en B.

(d) $P(\overline{A} \mid \overline{B}) = 3/4$.

(e) $P(A \mid B) + P(A \mid \overline{B}) = 1$.

Solución

(a) **[0.2 ptos]** FALSO: Tenemos que $P(A \cap B) = P(B \mid A)P(A) = 1/8 \neq 0 = P(\phi)$. **[1.0 ptos]**

(b) **[0.2 ptos]** VERDADERO: $P(A) = P(A \mid B)$. **[1.0 ptos]**

(c) **[0.2 ptos]** FALSO: Tenemos que $P(A \cap \overline{B}) = 1/8 \neq 0$. **[1.0 ptos]**

(d) **[0.2 ptos]** VERDADERO: Por (b) se tiene que $P(\overline{A} \mid \overline{B}) = P(\overline{A}) = 1 - 1/4 = 3/4$. **[1.0 ptos]**

(e) **[0.2 ptos]** FALSO: Por (b) se tiene que $P(A \mid B) + P(A \mid \overline{B}) = P(A) + P(A) = 1/2$. **[1.0 ptos]**

+ 1 Punto Base

Problema 4

El robo de cable de cobre no es algo nuevo, este problema existe desde que el precio del cobre está muy alto. En un principio los robos de cables iban por el lado de la distribución, de la baja de tensión, pero ahora se pasó a la alta tensión, siendo un problema de seguridad de suministro mucho más serio. Consideremos el cableado de alta tensión de una empresa transmisora de energía, el cual pasa en un 80 % de su extensión por zonas rurales y en un 20 % por zonas urbanas. Hay varios factores que hacen más vulnerables algunas zonas del cableado, un estudio encargado por la empresa determinó que el 65 % del cableado que pasa por una zona rural es vulnerable, mientras que un 20 % del que pasa por zonas urbanas lo es. A partir de los datos históricos de robos, se ha determinado que una zona rural vulnerable tiene un 30 % más de probabilidades que una zona urbana vulnerable de ser afectada por un robo, y que la probabilidad de robo en zonas no vulnerables es independiente de la zona e igual a 0.1. Por último se tiene que el 1.6 % de todos los robos han ocurrido en zonas urbanas vulnerables. Calcule la probabilidad que si ha ocurrido un robo, este haya sido en una zona rural.

Solución

Definamos los siguientes eventos:

- A: Zona Rural.
- B: Vulnerable.
- C: Robo.

Del enunciado tenemos que

$$
\begin{aligned}
P(A) &= 0.80 \to P(\overline{A}) = 0.20 \\
P(B \,|\, A) &= 0.65 \to P(\overline{B} \,|\, A) = 0.35 \\
P(B \,|\, \overline{A}) &= 0.20 \to P(\overline{B} \,|\, \overline{A}) = 0.80 \\
P(C \,|\, A \cap \overline{B}) &= 0.10 \\
P(C \,|\, \overline{A} \cap \overline{B}) &= 0.10 \\
P(C \,|\, \overline{A} \cap B) &= p \to P(\overline{C} \,|\, \overline{A} \cap B) = 1 - p \\
P(C \,|\, A \cap B) &= 1.3 \cdot p \to P(\overline{C} \,|\, A \cap B) = 1 - 1.3 \cdot p
\end{aligned}
$$

[2.0 ptos]

Se pide

$$
\begin{aligned}
P(A \,|\, C) = \frac{P(A \cap C)}{P(C)} &= \frac{P(A \cap B \cap C) + P(A \cap \overline{B} \cap C)}{P(A \cap B \cap C) + P(A \cap \overline{B} \cap C) + P(\overline{A} \cap B \cap C) + P(\overline{A} \cap \overline{B} \cap C)} \quad \textbf{[1.0 ptos]} \\
&= \frac{0.80 \cdot 0.65 \cdot 1.3p + 0.8 \cdot 0.35 \cdot 0.1}{0.80 \cdot 0.65 \cdot 1.3p + 0.8 \cdot 0.35 \cdot 0.1 + 0.2 \cdot 0.2 \cdot p + 0.2 \cdot 0.8 \cdot 0.1} \quad \textbf{[1.0 ptos]}
\end{aligned}
$$

Alternativa 1: Se interpreta que $P(\overline{A} \cap B \,|\, C) = \dfrac{P(\overline{A} \cap B \cap C)}{P(C)} = 0.016.$

Reemplazando

$$
p = \frac{0.016 \cdot (0.8 \cdot 0.35 \cdot 0.1 + 0.2 \cdot 0.8 \cdot 0.1)}{0.2 \cdot 0.2 - 0.016 \cdot (0.80 \cdot 0.65 \cdot 1.3 + 0.2 \cdot 0.2)} = 0.02466368 \quad \textbf{[1.0 ptos]}
$$

Por lo tanto

$$
P(A \,|\, C) = 0.7245091 \quad \textbf{[1.0 ptos]}
$$

Alternativa 2: Se interpreta que $P(\overline{A} \cap B \cap C) = 0.016$.

Reemplazando

$$p = \frac{0.016}{0.2 \cdot 0.2} = 0.4 \quad \textbf{[1.0 ptos]}$$

Por lo tanto

$$P(A \,|\, C) = 0.9031477 \quad \textbf{[1.0 ptos]}$$

+ 1 Punto Base

Problema 5

En las últimas décadas un modelo de probabilidad muy popular ha sido la distribución Skew-Normal, la cual le da un grado de asimetría a la distribución Normal. Esta distribución tiene tres parámetros: ζ (localización), ω (escala) y α (asimetría). Su función de densidad y función generadora de momentos están dadas por:

$$f(x) = 2 \cdot \phi\left(\frac{x-\zeta}{\omega}\right) \cdot \Phi\left(\frac{x-\zeta}{\omega}\right) \quad \text{y} \quad M(t) = 2 \cdot \exp\left\{\zeta \cdot t + \frac{1}{2} \cdot \omega^2 \cdot t^2\right\} \cdot \Phi\left(\omega \cdot \delta \cdot t\right)$$

donde $x \in \mathbb{R}$, $\zeta \in \mathbb{R}$, $\omega > 0$, $\alpha \in \mathbb{R}$, $\delta = \dfrac{\alpha}{\sqrt{1+\alpha^2}}$, $\phi(\cdot)$ función de densidad de una Normal estándar y $\Phi(\cdot)$ función de probabilidad acumulada de una Normal estándar. Calcule el valor esperado y varianza para una variable aleatoria cuya distribución sea Skew-Normal(ζ, ω, α).

Solución

Sea X una variable aleatoria Skew-Normal(ζ, ω, α).

Tenemos que

$$\begin{aligned}
M_X^{(1)}(t) &= \frac{d}{dt}\,M(t) \\
&= 2 \cdot \exp\left\{\zeta \cdot t + \frac{1}{2} \cdot \omega^2 \cdot t^2\right\} \cdot \big(\zeta + \omega^2 \cdot t\big) \cdot \Phi\left(\omega \cdot \delta \cdot t\right) + 2 \cdot \exp\left\{\zeta \cdot t + \frac{1}{2} \cdot \omega^2 \cdot t^2\right\} \cdot \phi(\omega \cdot \delta \cdot t) \cdot \omega \cdot \delta \\
E(X) &= M_X^{(1)}(0) \\
&= \zeta + \omega \cdot \delta \cdot \sqrt{\frac{2}{\pi}} \quad \textbf{[3.0 ptos]}
\end{aligned}$$

y

$$\begin{aligned}
M_X^{(2)}(t) &= \frac{d}{dt}\,M_X^{(1)}(t) \\
&= 2 \cdot \exp\left\{\zeta \cdot t + \frac{1}{2} \cdot \omega^2 \cdot t^2\right\} \cdot \big(\zeta + \omega^2 \cdot t\big) \cdot \Big[\big(\zeta + \omega^2 \cdot t\big) \cdot \Phi\left(\omega \cdot \delta \cdot t\right) + \phi(\omega \cdot \delta \cdot t) \cdot \omega \cdot \delta\Big] + \\
&\quad\; 2 \cdot \exp\left\{\zeta \cdot t + \frac{1}{2} \cdot \omega^2 \cdot t^2\right\} \cdot \Big[\omega^2 \cdot \Phi\left(\omega \cdot \delta \cdot t\right) + \big(\zeta + \omega^2 \cdot t\big) \cdot \phi(\omega \cdot \delta \cdot t) \cdot \omega \cdot \delta - \phi(\omega \cdot \delta \cdot t) \cdot \big(\omega^2 \cdot \delta^2 \cdot t\big)\,\omega \cdot \delta\Big] \\
E(X^2) &= M_X^{(2)}(0) \\
&= \zeta^2 + 2 \cdot \zeta \cdot \omega \cdot \delta \cdot \sqrt{\frac{2}{\pi}} + \omega^2 \quad \textbf{[2.0 ptos]}
\end{aligned}$$

Luego

$$\text{Var}(X) = E(X^2) - E^2(X) = \omega^2 \cdot \left(1 - \frac{2 \cdot \delta^2}{\pi}\right) \quad \textbf{[1.0 ptos]}$$

+ 1 Punto Base

Problema 6

Para la fijación del valor de las gasolinas se utiliza como referencia el precio del barril de crudo WTI. Un barril de crudo es una medida que equivale a 42 galones o 159 litros de petróleo, mientras que WTI significa West Texas Intermediate. Un especialista afirma que para el año 2015 el precio diario del barril de crudo WTI puede ser modelado a través de una variable aleatoria Log-Normal con media de US$64 y c.o.v. 25 %.

(a) Calcule la probabilidad que el precio del barril de crudo WTI caiga bajo los US$40.

(b) Determine el precio diario mínimo del barril de crudo WTI que debería alcanzar 2/3 de los días en los cuales se transe.

(c) Calcule la probabilidad que el precio del barril de crudo WTI caiga bajo el 90 % del valor de la mediana.

Solución

(a) Definamos X al precio diario del barril de crudo WTI.

$$X \sim \text{Log-Normal}(\lambda\,\zeta)$$

Del enunciado tenemos que

$$\mu_X = 64 \quad \text{y} \quad \delta_X = 0.25$$

Del formulario se deduce que

$$\textbf{[0.5 ptos]} \quad \zeta = \sqrt{\ln(1+\delta_X^2} = 0.246 \quad \text{y} \quad \lambda = \ln(\mu_X) - \frac{1}{2}\,\zeta^2 = 4.189 \quad \textbf{[0.5 ptos]}$$

Se pide

$$P(X < 40) = \Phi\left(\frac{\ln(40)-\lambda}{\zeta}\right) = \Phi(-2.03) = 1 - \Phi(2.03) = 1 - 0.9788 = 0.0212 \quad \textbf{[1.0 ptos]}$$

(b) Se pide el valor de k tal que

$$P(X > k) = \frac{2}{3} \longrightarrow P(X \leq k) = \Phi\left(\frac{\ln(k)-\lambda}{\zeta}\right)\frac{1}{3} \quad \textbf{[1.0 ptos]}$$

Resolviendo tenemos que

$$k = \exp(\lambda - 0.43\cdot\zeta) = \exp(4.189 - 0.43\cdot 0.246) = 59.33623 \quad \textbf{[1.0 ptos]}$$

(c) Tenemos que la mediana es igual a e^{λ}. **[0.5 ptos]**

Se pide

$$P\left(X < 0.9\,e^{\lambda}\right) = \Phi\left(\frac{\ln(0.9)+\lambda-\lambda}{\zeta}\right) = \Phi(-0.4282948) \approx \Phi(-0.43) = 1-\Phi(0.43) = 1-0.6664 = 0.3336 \quad \textbf{[1.5 ptos]}$$

+ 1 Punto Base

Formulario

Principio de la Multiplicación

Si un experimento está compuesto de k experimentos con tamaños muestrales $n_1,\ldots,n_k$, entonces

$$S = n_1 \times n_2 \times \cdots \times n_k$$

Permutación

Consideremos un conjunto de objetos

$$C = \{c_1, \ldots, c_n\}$$

y queremos seleccionar una muestra de r objetos. ¿De cuántas maneras lo podemos hacer?

- Muestreo Con Reemplazo: n^r.
- Muestreo Sin Reemplazo: $n \times (n-1) \times (n-2) \times \cdots \times (n-r+1)$.

Combinación

Consideremos un Muestreo Sin Reemplazo. Si nos interesa una muestra sin importar el orden de ingreso, la cantidad de muestras distintas de tamaño r son

$$\binom{n}{r} = \frac{n!}{r! \times (n-r)!}$$

Estos "números" se conocen como coeficientes binomiales y tienen la siguiente propiedad

$$(a+b)^n = \sum_{k=0}^{n} \binom{n}{k} a^k\, b^{n-k}$$

Ordenamiento Multinomial

Queremos asignar n objetos a k grupos distintos de tamaños $n_1,\ldots, n_k$, con $\displaystyle\sum_{i=1}^{k} n_i = n$. El número de grupos distintos con las características dadas son

$$\binom{n}{n_1\, n_2\, \cdots\, n_k} = \frac{n!}{n_1! \times \cdots \times n_k!}$$

Estos "números" se conocen como ordenamientos multinomiales y tienen la siguiente propiedad

$$(x_1 + \cdots + x_k)^n = \sum_{n_1=0}^{n} \sum_{n_2=0}^{n-n_1} \cdots \sum_{n_k=0}^{n-n_1-\cdots-n_{k-1}} \frac{n!}{n_1! \times \cdots \times n_k!}\, x_1^{n_1} \times \cdots \times x_k^{n_k}$$

Igualdades

$$\sum_{k=0}^{n} \binom{n}{k} a^x\, b^{n-k} = (a+b)^n, \quad \sum_{k=x}^{\infty} \phi^k = \frac{\phi^x}{1-\phi} \quad \text{si } |\phi| < 1, \quad \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = \exp(\lambda)$$

Distribuciones

Distribución	Densidad de Probabilidad	Θ_X	Parámetros	Esperanza, Varianza y fgm
Normal	$\dfrac{1}{\sqrt{2\,\pi}\,\sigma}\,\exp\left[-\dfrac{1}{2}\left(\dfrac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right]$	$-\infty < x < \infty$	$\mu,\,\sigma$	$\mu_X = \mu$ $\sigma_X^2 = \sigma^2$ $M_X(t) = \exp\left(\mu_X\,t + \frac{1}{2}\,\sigma_X^2\,t^2\right)$
Log-Normal	$\dfrac{1}{\sqrt{2\,\pi}}\,\dfrac{1}{(x\,\zeta)}\,\exp\left\{-\dfrac{1}{2}\left[\dfrac{\ln(x)-\lambda}{\zeta}\right]^2\right\}$	$x \geq 0$	$\lambda,\,\zeta$	$\mu_X = \exp(\lambda + \zeta^2/2)$ $\sigma_X^2 = \mu_X^2(e^{\zeta^2} - 1)$ $E(X^k) = \exp(\lambda\,k)\,M_Z(\zeta\,k)$, con $Z \sim$ Normal(0,1)

Tabla Normal Estándar

Distribución Normal Estándar

S_p	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	0.5000	0.5040	0.5080	0.5120	0.5160	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	0.5910	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	0.6480	0.6517
0.4	0.6554	0.6591	0.6628	0.6664	0.6700	0.6736	0.6772	0.6808	0.6844	0.6879
0.5	0.6915	0.6950	0.6985	0.7019	0.7054	0.7088	0.7123	0.7157	0.7190	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	0.7580	0.7611	0.7642	0.7673	0.7704	0.7734	0.7764	0.7794	0.7823	0.7852
0.8	0.7881	0.7910	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	0.8340	0.8365	0.8389
1.0	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	0.8770	0.8790	0.8810	0.8830
1.2	0.8849	0.8869	0.8888	0.8907	0.8925	0.8944	0.8962	0.8980	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	0.9370	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	0.9750	0.9756	0.9761	0.9767
2.0	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	0.9830	0.9834	0.9838	0.9842	0.9846	0.9850	0.9854	0.9857
2.2	0.9861	0.9864	0.9868	0.9871	0.9875	0.9878	0.9881	0.9884	0.9887	0.9890
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	0.9920	0.9922	0.9925	0.9927	0.9929	0.9931	0.9932	0.9934	0.9936
2.5	0.9938	0.9940	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	0.9960	0.9961	0.9962	0.9963	0.9964
2.7	0.9965	0.9966	0.9967	0.9968	0.9969	0.9970	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	0.9980	0.9981
2.9	0.9981	0.9982	0.9982	0.9983	0.9984	0.9984	0.9985	0.9985	0.9986	0.9986
3.0	0.9987	0.9987	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989	0.9989	0.9989	0.9990	0.9990
3.1	0.9990	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