



UNIVERSIDAD DEL SURESTE DE LA FRONTERA: COMALAPA.

ASIGNATURA: Probabilidad e estadística.

DOCENTE: César Alfredo Escobar Sánchez.

ALUMNO: Ramiro Gerardo Resendíz Valdéz.

CUATRIMESTRE: Segundo (2^{do}).

CARRERA: Ingeniería en sistemas computacionales.

PARCIAL: Segundo (2^{do}).

TRABAJO: Ensayo de la unidad "II" de la antología.

FECHA: 13 de marzo del 2021.

Distribución de Bernoulli y distribución normal.

puede clasificar como bueno o malo. Las variables de Bernoulli tienen la posibilidad de tomar 2 valores numéricos, 0 y 1, donde 1 corresponde de Bernoulli si $P(X = 1) = p$ y $P(X = 0) = 1 - p$, donde p es la posibilidad de ocurrencia del acontecimiento. El reparto de Bernoulli es una repartición discreta que está relacionada con muchas distribuciones, como por ejemplo el reparto binomial, geométrica y binomial negativa. Las Bernoulli independientes producen las otras distribuciones: el reparto binomial modela el número de éxitos en n ensayos, el reparto geométrica modela el número de fallas previamente del primer triunfo y el reparto binomial negativa modela el número de fallas previamente del triunfo. En teoría de probabilidad y estadística, el reparto de Bernoulli (o repartición dicotómica), nombrada de esta forma por el matemático suizo Jacob Bernoulli, es una repartición de costo 0 para la posibilidad de fracaso es una variable aleatoria que mide el "número de éxitos", y se hace una aleatoria se distribuye como una Bernoulli de parámetro en cualquier otro.

Propiedades características

"Arrojar una moneda, posibilidad de lograr que salga cruz". Hablamos de un solo experimento, con 2 resultados probables: el triunfo (p) se considerará. La derrota (q) que saliera cara, que vale $(1 - p) = 1 - 0,5 = 0,5$. La variable aleatoria X medirá "número de cruces que salen en un lanzamiento", y solamente existirán 2 resultados probables: 0 (ninguna cruz, o sea, salir cara) y 1 (una cruz). X se distribuirá como una Bernoulli, debido a que cumple todos los requisitos. Estamos llevando a cabo un exclusivo experimento (lanzar el dado una sola vez). Se estima triunfo sacar un 6, por consiguiente, la posibilidad conforme con la Regla de Laplace (casos favorables dividido entre casos posibles) va a ser $1/6$. La variable aleatoria X medirá "número de veces que sale un 6", y solo hay 2 valores.

Relación entre la distribución de poisson.

donde: $p(x, l) =$ posibilidad de que ocurran x éxitos, una vez que el número promedio de ocurrencia de $x =$ variable que nos denota el número de éxitos que se quiere que ocurra. Se debe hacer percibir que en esta repartición el número de éxitos que ocurren por unidad de tiempo, área o producto es plenamente al azar y que cada intervalo de tiempo es sin dependencia de otro intervalo dado, así como cada área es libre de otra área dada. Ejemplos: Si un banco obtiene aproximadamente 6 cheques sin fondo por día, ¿cuáles son las probabilidades $e = 2.71$ $x =$ variable que nos define el número de cheques sin fondo que llegan al banco en 2 días continuos $= 0, 1, 2, 3, \dots, \text{etcétera.}, \text{etcétera.}$ $l = 6 \times 2 = 12$ cheques sin

fondo aproximadamente que llegan al banco en 2 días continuos de lo mismo que x. En la inspección de hojalata producida por un proceso electrolítico constante, se identifican 0.2 imperfecciones aproximadamente por minuto. Determine las probabilidades de detectar a) una imperfección en 3 min, b) por lo menos 2 imperfecciones en 5 min, c) una vez que más.

El teorema del límite central.

En el resultado anterior, veíamos que la suma de cambiantes aleatorias típicos es otra variable aleatoria usual. No obstante, la normalidad de una suma de cambiantes no se limita a asegurar que, si sumamos cambiantes cualesquiera (no precisamente normales), la variable suma además seguirá una repartición habitual (esto constantemente que se cumplan varias. De esta forma, una vez que un dato o resultado es la suma de contribuciones independientes, de igual intensidad y “con un tamaño típico”, este resultado corresponderá a una repartición. De forma general, si X_1, X_2, \dots, X_n son cambiantes de media o esperanza $\mu_i = E(X_i)$ y varianza $\sigma_i^2 = \text{Var}(X_i)$, $i=1, \dots, n$, se verifica $Y = X_1 + X_2 + \dots + X_n \approx N(\sum_{i=1}^n \mu_i, \sum_{i=1}^n \sigma_i^2)$. En la situación de sumar cambiantes aleatorias tradicionales, la aproximación anterior no es tal, sino si, en lugar de sumar cambiantes, realizamos la media aritmética de las mismas, además tenemos la posibilidad de usar el teorema central del límite (puesto que la media aritmética es sumar y matemáticas reales) instituye el valor de el reparto común. Su resultado es que, una vez que se suma un número enorme de cambiantes aleatorias, la variable resultante es una variable con repartición alrededor de igual a el reparto común. término número grande (porque matemáticamente el teorema está establecido una vez que n tiende a infinito) no lo es tanto, pues, en la práctica, con tener que n sea un número más grande o igual a 3030, la aproximación ya otorga buenos resultados. Además, el teorema es cierto independientemente de el reparto que continúen las cambiantes. que se sumen (no importa si son exponenciales, binomiales, etcétera.). La era de ejecución de un plan complejo (como edificar una vivienda, un submarino, un avión, una red de carreteras, un oleoducto...) es la suma de los tiempos de. Si se seleccionan, de forma libre, n personas, poseemos una muestra de n individuos de dicha población, y la proporción muestral es: $\hat{p} = \frac{\text{número de personas en la muestra con dicha enfermedad}}{n}$. En vez de tener una patología, AA puede representar estar de consenso o no con algo, tener trabajo o no, etcétera (cualquier cosa que admita solo 2 modalidades como $p = X_1 + X_2 + \dots + X_n$, $\hat{p} = X_1 + X_2 + \dots + X_n$, donde X_1 es la variable X en el sujeto 1, ..., X_n es la variable X en la persona n , o sea vale 11 o 00 en cada suma $X_1 + X_2 + \dots + X_n$ se aproximará por medio de una repartición usual, de media suma de las medias (cada variable de Bernoulli tiene de media p) y de desviación tradicional varianza

$\sqrt{p \cdot (1-p)}$. De modo que, la variable $p = np$ $\mu = p + p + \dots + p = np$ y $\sigma = \sqrt{p \cdot (1-p) + \dots + p \cdot (1-p)} = \sqrt{np(1-p)}$ $\sigma = p \cdot (1-p) + \dots + p \cdot (1-p) = np(1-p)$ es $\hat{p} = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n}$, $p = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n}$, y, como la suma de arriba es alrededor de una repartición habitual, de fronteras media np y varianza $np(1-p)$, la proporción muestral además sigue alrededor de una repartición regular. $\hat{p} = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} \approx N(p, \frac{p(1-p)}{n}) = N(p, \frac{p(1-p)}{n})$ $\hat{p} = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} \approx N(np, np(1-p)) = N(np, np(1-p))$ Supongamos que entrevistamos a 5050 rusos. Ruso no crea que el ser humano alcanzó la luna es 0.570.57. fuente. La cantidad de gente en la muestra que mencionará "NO", una vez que le preguntemos si supone que la cual se basan las encuestas de crítica o electorales. Si las muestras de la población en la que se hace un sondeo son subjetivamente gigantes, se puede determinar con la formula anteriormente dicha.

¹ CAMACHO, J. (2000) Estadística con SPSS versión 9 para Windows. Madrid: Ra-Ma.
 DIAZ de RADA, V. (1999) Técnicas de análisis de datos para investigadores sociales: aplicaciones prácticas con SSPS para Windows. Madrid: Ra-Ma
 FERRAN, E. (1996) SPSS para Windows. Programación y análisis estadístico. Madrid: MacGraw-Hill