# **AUTOEVALUACIONES**

# Unidad Temática 1: Introducción a la Estadística Descriptiva y al Análisis Exploratorio de Datos

1	La media aritmética de un conjunto de datos siempre coincide con alguno de los valores centrales del conjunto de valores observados.
2	
_·	observados.
3	
	datos.
4	
5	La media de un conjunto de datos siempre es mayor que la mediana.
	La mediana es una medida de la variabilidad de un conjunto de datos numéricos.
7	
	tra.
8	_ La media aritmética es la medida que mejor describe la posición central del siguiente con-
	junto de datos (1; 2; 3; 3; 1; 2; 2; 1; 312).
9	_ Las medidas de tendencia central, en una muestra, proporcionan un resumen apropiado y
	acabado del conjunto de datos.
	El rango es una medida de dispersión muy fácil de calcular.
	Una medida de tendencia central muy utilizada es la desviación estándar de la muestra.
12	
	varianza estará expresada en metros cuadrados.
13	
14	
	discretos o continuos.
15	
1.0	nuos.
	La media de un conjunto de datos es simplemente un promedio.
1 /	La media y mediana de un conjunto numérico de datos son siempre valores muy próximos
10	entre sí.
	La varianza de la muestra es una medida de tendencia central.
	La desviación estándar de la muestra es igual a la raíz cuadrada de la varianza.  Los percentiles son medidas de dispersión.
20 21	
∠1. <u></u>	tienen la misma media.
22	Si el modo es la mayor de las medidas de tendencia central, la distribución es asimétrica a
<i></i>	derecha.
23.	Si una distribución tiene sesgo positivo, es asimétrica a derecha.
23. <u> </u>	
25	
26	
27	<del></del>
	debajo de él y el (100-k)% se encuentra por encima de él

28	Una distribución con un apuntamiento mayor que el normal tiene una varianza menor que
	la distribución normal.
29	
	forman una muestra aleatoria, se llama estadística.
30	Las estadísticas que en general se utilizan para medir el centro de un conjunto de datos
	acomodados en orden de magnitud, son la media, mediana y moda.
31	La media es siempre la mejor medida de tendencia central de un conjunto de datos.
32	La media es una medida que no tiene desventajas.
33	La mediana se acerca más que la media a la posición central de los datos, cuando las observaciones están influidas por valores extremos.
34	La media es una medida más estable que la mediana cuando estimamos el centro de una
	población con base en el valor de una muestra, ya que al seleccionar muestras de una po-
	blación, las medias de las muestras, en general, no variarán tanto de una muestra a otra
	como las medianas.
35	Todo conjunto de datos presenta sólo una moda.
36	Dado un conjunto de datos, la moda puede no existir, y cuando existe no necesariamente es
	única.
37	La moda de un conjunto de datos tiene la ventaja de ser una medida que sólo requiere con-
	tar valores y que se utiliza tanto para datos cuantitativos como cualitativos.
38	El rango es una medida de variabilidad que nos describe cómo se distribuyen los valores
	intermedios de la variable.
	El rango es una medida de variabilidad que siempre resulta mayor o igual que cero.
	El rango de una variable aleatoria discreta uniforme siempre es igual a cero.
41	Las gráficas de probabilidad normal y gráficas de cuantiles se utilizan para realizar una
	verificación diagnóstica de la suposición de que los datos provienen de una población con
	distribución normal.
42	<u> </u>
	dencia central de los datos y de su dispersión, mientras que la presentación gráfica de los datos agrega información adicional en términos de imagen.
43	
	blemente grandes, el centro de la localización, la variabilidad y el grado de asimetría de los
	datos.
44	Los gráficos de caja y extensión no permiten realizar comparaciones visuales entre mues-
	tras.
45	La diferencia entre el tercer cuartil y el primer cuartil se denomina rango intercuartil.
46	El percentil cincuenta de un conjunto de datos siempre coincide con el segundo cuartil.
47	Si el valor del sexto decil de un conjunto de datos es igual a 8, significa que la sexta parte
	de los datos son iguales o inferiores a 8.
48	Tres de los datos necesarios para construir un gráfico de caja y extensión son: el primer
	cuartil, la mediana y el percentil setenta y cinco.
49	Datos apartados son aquellos que se encuentran por encima del tercer cuartil y por debajo
	del primer cuartil, más allá de 1,5 veces el rango intercuartil.
50	En el gráfico de caja y extensión, la caja siempre encierra al 50% de las observaciones.
51	En el histograma de frecuencias, si existe una clase modal, esta se puede identificar clara-
	mente, mientras que en el gráfico de caja y extensión, es muy fácil identificar la mediana
	de la variable en estudio.
	El gráfico de caja nos permite 'ver' las características de un conjunto de datos.
53.	El gráfico de caja sirve para comparar la misma variable en dos muestras distintas.

El diagrama de dispersión da una idea sobre el comportamiento del conjunto de datos ana-
lizados y es suficiente para analizar la relación existente entre ellos.
Si el coeficiente de correlación vale 0 (cero), entonces las variables son independientes.
Si Y aumenta a medida que aumenta X, r es positivo.
Cuando se define la recta de regresión $y = a+b.x$ , se puede estimar, a partir de ella, el valor
de y para cualquier valor de x.
$r^2.100\%$ se interpreta como el porcentaje de la variabilidad de y que x puede explicar.
El signo de la covarianza depende de los valores de X y de Y.
Si las variables analizadas son independientes, el coeficiente de correlación vale 0 (cero).
El coeficiente de determinación varía entre 0 y 1.
Podemos definir una dependencia funcional entre fenómenos aleatorios.
El análisis de datos proporciona una importante información estadística que nos abre las
puertas para estudios posteriores.

## Unidad Temática 2: Probabilidad

1	El término <i>experimento estadístico</i> se utiliza para describir cualquier proceso que genere un conjunto de datos aleatorios.
2	Se denomina espacio muestral, al conjunto de todos los resultados posibles de un experimento estadístico.
3	Denominamos evento solamente a aquel conjunto que contiene los puntos muestrales que consideramos de nuestro interés, obtenidos de un experimento aleatorio.
4	Dados los resultados de un experimento aleatorio, es posible definir un subconjunto del espacio muestral, S, que se denomina conjunto vacío y que no contiene elemento alguno.
5	La intersección de dos eventos G y H da por resultado el evento que contiene a todos los elementos que pertenecen a G o a H o a ambos eventos.
6	Un evento está formado por una colección de puntos muestrales, que constituye un subconjunto del espacio muestral.
7	Dados dos eventos no excluyentes e independientes, $A$ y $B$ , se puede comprobar que si $P(A) = 0.15$ y $P(B) = 0.40$ , entonces se cumplirá que $P(A \cap B) = 0.55$ .
8	Dados dos eventos complementarios $D$ y $E$ , se cumple que $P(D) + P(E) = 1$ .
9	Si después de lanzar un dado legal diez veces los resultados son: {2, 3, 5, 1, 5, 4, 1, 3, 4, 2},
	se puede afirmar que la probabilidad de que el resultado de un nuevo lanzamiento sea el 6, es igual a 1/6.
10	La probabilidad de un evento no puede calcularse para datos categóricos.
11	La probabilidad de que al lanzar una moneda legal dos veces obtenga una cara es igual a
	0,5.
12	La probabilidad de que al lanzar una moneda legal tres veces obtenga una cara es igual a la
	probabilidad de que al lanzarla tres veces obtenga dos caras.
13	Se sabe que la probabilidad de que al finalizar el día el riesgo país disminuya cien puntos
	es igual a 0,30, y que la probabilidad de que mañana la temperatura en Mendoza alcance
	los 20° C es igual a 0,70. Dado que el riesgo país disminuye efectivamente cien puntos al
	finalizar el día, se puede afirmar que la probabilidad de que mañana la temperatura en
	Mendoza alcance los 20° C es igual a 0,21.
14	Si al realizar un experimento estadístico la ocurrencia de un evento es físicamente imposi-
	ble, el cálculo de la probabilidad de ocurrencia de tal evento, en determinadas situaciones
	particulares, puede arrojar valores menores que cero.
15	_ El teorema de la probabilidad total exige que el espacio muestral esté constituido por una
	partición de subconjuntos mutuamente excluyentes.
16	Dado un experimento estadístico en el que pueden ocurrir los eventos $H$ y $K$ , se puede veri-
	ficar que $P(K \cap H) = P(K/H).P(K)$ .
17	_ Si se sabe que una moneda está cargada con P(CARA) = 2/3 y P(CRUZ) = 1/3, se puede
	afirmar que la probabilidad de que al lanzarla dos veces se obtengan dos caras es igual a 4/9.
18	_ Si arrojamos un dado legal dos veces, el espacio muestral finito está compuesto por 36
	eventos simples.
	La probabilidad de que la suma de los resultados obtenidos al lanzar dos dados legales sea
	igual a dos, es igual a 2/36.
20	$\_$ Si dos eventos $V$ y $L$ son complementarios, siempre y sin restricción alguna se puede veri-
	ficar que $P(V \cap L) = 0$ .
21	Si la $P(A/B) = 2/3$ y la $P(A') = 1/3$ , los eventos A y B son independientes.

22. \_\_\_\_ Si A y B son eventos cualesquiera, entonces  $P(A \cup B) = P(A) + P(B)$ , siempre y sin restricción alguna. 23. \_\_\_\_ Dos eventos M y N son complementarios si se cumple que P(M) + P(N) = 0. 24. Se dice que dos eventos A y B son independientes si se cumple la siguiente igualdad:  $P(A \cap B) = P(A) + P(B)$ . 25. \_\_\_\_ Dos eventos J y K son independientes si y sólo si P(J/K) = P(J) . P(K). 26. \_\_\_\_ Una regla multiplicativa importante está dada por el teorema que dice que si en un experimento aleatorio pueden ocurrir los eventos M y N, entonces se cumple  $P(M \cap N) =$ P(M/N).P(N). 27. \_\_\_\_ El teorema o Regla de Bayes se utiliza para calcular probabilidades entre eventos independientes. 28. Si el espacio muestral para un experimento contiene N elementos, los cuales tienen la misma probabilidad de ocurrencia, asignamos una probabilidad igual a 1/N a cada uno de los *N* elementos. 29. Si una moneda está balanceada, la probabilidad de obtener una cara en un lanzamiento es igual a la probabilidad de obtener una cruz y vale 0,25. 30. \_\_\_\_ Para calcular la probabilidad de obtener un seis al lanzar un dado legal, es necesario utilizar la definición de la probabilidad frecuencial o de frecuencia relativa. 31. \_\_\_\_ Dados dos eventos A y B no excluyentes e independientes, con probabilidad de ocurrencia de cada uno de ellos P(A) = 0.40 y P(B) = 0.30, entonces se cumple que la  $P(A \cap B) = 0.20$ . 32. \_\_\_\_ Dados dos eventos A y B no excluyentes e independientes, con probabilidad de ocurrencia de cada uno de ellos P(A) = 0.45 y P(B) = 0.35, entonces se cumple que la P(A/B) = 0.45. Dados dos eventos no excluyentes e independientes, A y B, con P(A) = 0.15 y P(B) = 0.40, entonces se cumple que la  $P(A \cap B) = 0.55$ . 34. \_\_\_\_ Dados dos eventos J y K mutuamente excluyentes, con P(J) = 0.20 y P(K) = 0.10, se cumple que la  $P(J \cap K) = 0.02$ . 35. \_\_\_\_ Dados tres eventos mutuamente excluyentes, A, B y C, es posible verificar siempre que la  $P(A \cup B \cup C) = P(A) + P(B) + P(C)$ . 36. \_\_\_\_ Dados dos sucesos disjuntos A y B, con P(A) = 0.30 y P(B) = 0.20, entonces se cumplirá que  $P(A \cap B) = 0.60$ .

37. \_\_\_\_ La probabilidad de ocurrencia de un evento cualquiera A varía entre  $-\infty$  y  $+\infty$ .

## Unidad Temática 3: Variables aleatorias y distribuciones de probabilidad

Concepto de variable aleatoria-Distribuciones discretas y continuas de probabilidad	
1	Una variable aleatoria es una función que asigna un número real a cada resultado en el
	espacio muestral de un experimento aleatorio.
2	
	X, y los particulares valores posibles de la misma, con su correspondiente letra minúscula,
	en este ejemplo $x$ .
3	
4	nombre de <i>rango de X</i> .
5	Una variable aleatoria se llama variable aleatoria discreta cuando tiene un <i>rango</i> finito o infinito numerable.
6	
	posibles de un experimento aleatorio, se denomina espacio muestral discreto.
7	
_	bustible, es una variable aleatoria discreta.
8	El número de moléculas raras presentes en una muestra de aire es una variable aleatoria continua.
9	Las variables aleatorias se pueden clasificar en discretas y continuas.
10	Cuando una variable aleatoria puede tomar valores en una escala continua, se le denomina variable aleatoria continua.
11	_ Las variables aleatorias continuas representan datos que se obtienen continuamente,
	mientras que las variables aleatorias discretas representan datos que se obtienen de vez en cuando.
12	_ En la mayoría de las aplicaciones prácticas, las variables aleatorias continuas representan
	datos medidos, mientras que las variables aleatorias discretas representan datos contados.
13	El número de artículos defectuosos en una muestra de <i>k</i> artículos es una variable aleatoria discreta.
14	
	localidad determinada en tres momentos del día, la temperatura media diaria es una variable aleatoria discreta.
15	
	ria discreta.
16	_ El número de conexiones soldadas que no cumplen con ciertos estándares de calidad, de
	las 800 que tiene un circuito impreso, es una variable aleatoria discreta.
17	_ El tiempo promedio que tardan los alumnos de estadística en resolver su examen final, es
	una variable aleatoria continua.
Distril	buciones discretas de probabilidad
18	_ El conjunto de pares ordenados $(x, f(x))$ se llama función de probabilidad, función masa
	de probabilidad o distribución de probabilidad de la variable aleatoria discreta X.
19	
	discreta $X$ es una tabla, gráfica o fórmula que da la probabilidad $f(x)$ asociada a cada posi-
	ble valor x.
20	La probabilidad de que la variable aleatoria discreta $X$ tome valores menores o iguales que el particular valor $x$ , está dada por el valor de la función de probabilidad $f(x)$ .

21	La función de probabilidad $f(x)$ de una variable aleatoria discreta $X$ , siempre y sin restric-
	ciones, toma valores iguales o mayores que cero.
22	_ Tanto en el caso de variables aleatorias discretas como continuas, la probabilidad de que
	la variable aleatoria Y tome el particular valor y, está dado por el valor de $f(y)$ .
23	La distribución acumulada $F(x)$ , de una variable aleatoria discreta $X$ , se define sólo para
	los valores que toma la variable aleatoria dada.
24	•
	probabilidad $f(x)$ , varía entre $-\infty$ y $+\infty$ .
25	1 0 77
	ya sea con una línea punteada perpendicular al eje o con una línea sólida. Las distancias
	de los puntos al eje están dadas por las probabilidades $f(x)$ , medidas en el eje de ordena-
	das.
26	
<b>-</b> 0	bases, de igual ancho, se centren en cada valor de $x$ , y sus alturas sean iguales a las pro-
	babilidades dadas por $f(x)$ .
27	
27	graficando los puntos $(x, F(x))$ , y queda representada por una función escalonada.
28	Una variable aleatoria discreta sólo puede tomar valores mayores que cero.
29	Dada una variable aleatoria discreta $X$ con función de probabilidad $f(x)$ , siempre se cum-
<i></i>	ple la siguiente igualdad: $P(X < x) = P(X \le x)$ .
30	
30	f(3)=0.15, debe interpretarse que la probabilidad de que dicha variable exceda el valor 3
	es 0,15.
31	
<i>J</i> 1	bemos interpretar que la probabilidad de que la variable aleatoria $X$ toma el valor $X$ es
	igual a 0,4.
32	
<i>32</i>	variable aleatoria discreta $X$ , es que $-1 \le f(x) \le +1$ .
33	
<i>33</i>	da la probabilidad de que la variable aleatoria tome el particular valor $x_1$ .
	da la probabilidad de que la variable alcatoria toine et particular valor x <sub>1</sub> .
Diatril	bersion of continuous do much abilidad
	buciones continuas de probabilidad
34	_ La probabilidad de que una variable aleatoria continua tome <i>exactamente</i> uno de sus valo-
25	res posibles es igual a cero.
35	
	de las formas posibles de expresar la distribución de probabilidad de una variable aleato-
2.6	ria continua X.
36	<del>-</del>
	cumple siempre que la $P(X < x) = P(X \le x)$ .
37	En la representación gráfica de la función de densidad de probabilidad $f(x)$ de una varia-
	ble aleatoria continua X, las áreas encerradas por la curva y el eje de abscisas, representan
	probabilidades.
38	La función de densidad de probabilidad $f(x)$ de una variable aleatoria continua $X$ , siempre
	y sin restricciones, toma valores iguales o mayores que cero.
39	La función de densidad de probabilidad $f(y)$ de una variable aleatoria continua $Y$ , no pue-
	de tomar valores mayores que uno.
40	
	de distribución acumulada toma el valor 0,5.

41	· ·
42	de densidad de probabilidad inferior a uno.
42	, <u>, ,                                  </u>
	densidad de probabilidad es $f(x_1) = 0$ , se debe concluir que es imposible que la variable
12	aleatoria tome ese particular valor $x_1$ .
43	I V '
	y función de distribución acumulada $F(u)$ , siempre se cumple lo siguiente: $P(u_1 \le U < u_2)$
4.4	$= F(u_2) - F(u_1)$ , donde $u_2 > u_1$ son particulares valores de la variable aleatoria $U$ .
44	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
	siempre se cumple lo siguiente: $P(a \le V < b) = P(a \le V \le b)$ , donde $a \ge b$ son particulares
4.5	valores de la variable aleatoria <i>V</i> .
45	
4.6	drá definirse sólo para los valores positivos de la variable.
46	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
	en la representación gráfica de $f(x)$ en función de $x$ , la probabilidad de que la variable to-
4.77	me el particular valor $x_I$ se lee en el eje de ordenadas para el particular valor $x_I$ .
47	La función de la distribución acumulada $F(x)$ de una variable aleatoria continua $X$ no to-
	ma valores menores que cero.
Distrib	ouciones empíricas
	La función de probabilidad para el caso de variables aleatorias discretas y la función de
<del>-</del> 10	densidad de probabilidad para el caso de variables aleatorias discretas y la función de densidad de probabilidad para el caso de variables aleatorias continuas, son formas de ca-
	racterizar la distribución de probabilidad de una población.
49	*
	La única manera de determinar el número de intervalos de clase en una tabla de distribu-
50	ción de frecuencias, es construyendo previamente el diagrama de tronco y hojas.
51.	Una distribución que carece de simetría con respecto a un eje vertical, se dice que es asi-
· · ·	métrica o sesgada.
52	
·	la desviación estándar de la variable es igual a cero.
53	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
	los datos con los cuales se ha construido el mismo, toma un valor negativo.
54.	_ Si el valor del sexto decil de un conjunto de datos es igual a 8, significa que la sexta parte
	de los datos son iguales o inferiores a 8.
55	El valor del quinto decil es igual al valor del segundo cuartil.
	El percentil cincuenta de un conjunto de datos siempre coincide con el segundo cuartil.
	Los puntos de cuartiles se pueden leer rápidamente en la gráfica de la distribución acumu-
	lada.
58	Los puntos de percentil se pueden leer rápidamente en el eje de ordenadas del histograma
	de frecuencias relativas.
59	Para identificar fácilmente la moda de un conjunto de datos representados gráficamente,
	es conveniente utilizar la gráfica de la distribución acumulada de la variable aleatoria es-
	tudiada.
60	_ Cuando los alumnos estudian y rinden un examen de estadística que les resulta muy fácil,
	la representación de las calificaciones se espera que dé como resultado una distribución
	sesgada a la izquierda.
61	Para cualquier distribución de probabilidad que sea simétrica, media, mediana y moda son
	coincidentes

Distrib	ouciones de probabilidad conjunta
62	Los resultados de un experimento estadístico pueden dar lugar al estudio de una o más variables aleatorias.
63	Para el caso de dos variables aleatorias discretas, X y Y, la función de probabilidad con-
64	junta, $f(x,y)$ , da la probabilidad de que ocurran los valores $x$ y $y$ al mismo tiempo.
64	
	los empleados de una empresa en un mes cualquiera del año, y Z el mes del año en que la
	solicitan, expresado en números del uno al doce. Si la función de probabilidad conjunta
	de Y y Z toma el valor $f(5,12) = 0.45$ , debe interpretarse que la probabilidad de que cinco
	empleados soliciten licencia por enfermedad en el mes de diciembre, es por lo menos
~ <del>~</del>	igual a 0,45.
65	
~	probabilidad conjunta de las variables aleatorias discretas X y Y.
66	
	f(y,z), la representación gráfica de la misma dará una superficie sobre el plano $yz$ , y puedo
	medir la $P[(Y, Z) \in A]$ , donde A es cualquier región en el plano $yz$ , en la escala graduada
<i>(</i> 7	de un eje perpendicular al plano yz.
67	
68	den tomar valores menores que cero.  Dada la distribución de probabilidad conjunta de las variables aleatorias discretas <i>X</i> y <i>Y</i> ,
68	es posible obtener las distribuciones marginales de $X$ y $Y$ , a partir de $f(x,y)$ .
69	
09	Siempre se cumple que la suma de los valores de la distribución marginal de cualquiera
	de las variables sobre todos lo valores de la misma, es igual a uno.
70	Las distribuciones marginales de las variables aleatorias continuas $Y y Z$ , son en realidad
70	las distribuciones de probabilidad de las variables individuales Y y Z solas.
	ius distributiones de productificad de las variables marviadades 1 y 2 solusi
Indepe	endencia estadística
71	La simbología $f(x,y)$ debe leerse: probabilidad de que la variable aleatoria $X$ tome el parti-
	cular valor x y que la variable aleatoria Y tome el particular valor y.
72	La simbología $f(x/y)$ debe leerse: probabilidad de que la variable aleatoria $X$ tome el par-
	ticular valor $x$ , dado que la variable aleatoria $Y$ toma el particular valor $y$ .
73	Cuando $f(y/z)$ depende de $z$ , la distribución condicional de la variable aleatoria $Y$ dado
	que $Z = z$ , es igual a la distribución marginal de la variable aleatoria $Y$ .
	Si $f(x/y)$ no depende de $y$ , se cumple que $f(x/y) = g(x)$ y $f(x,y) = g(x)$ . $h(y)$ .
75	Las variables aleatorias discretas Y y Z son estadísticamente independientes, si y sólo si,
	la función de distribución de probabilidad conjunta de las mismas es igual al producto de
	las distribuciones marginales, para toda $(y, z)$ dentro de sus rangos.
76	
	cretas $Y$ y $Z$ no son estadísticamente independientes.
77	
70	son estadísticamente independientes.
78	
	puede afirmar que las variables aleatorias discretas Y y Z son estadísticamente indepen-
	memes

#### Esperanza matemática

### Media de una variable aleatoria 79. \_\_\_\_ Si se conocen los valores que ocurren en un experimento aleatorio y sus frecuencias relativas asociadas, es posible calcular el valor esperado de una variable aleatoria definida para los resultados del experimento. 80. \_\_\_\_ Es común entre los estadísticos, referirse a la media como la esperanza matemática o el valor esperado de la variable aleatoria X y denotarla como E(X). 81. El valor esperado de variables aleatorias continuas se calcula del mismo modo que para las variables aleatorias discretas. 82. \_\_\_\_ El valor esperado del resultado obtenido al lanzar un dado legal es 3,5. 83. \_\_\_\_ Si el valor esperado del resultado obtenido al lanzar un dado legal es 3,5, debe interpretarse que los resultados que más se repiten son el 3 y el 4. 84. \_\_\_\_ Si sólo se conocen los valores que puede tomar una variable aleatoria en su rango, se puede calcular fácilmente el valor de la media de la variable en estudio. 85. \_\_\_\_ El valor esperado de la variable aleatoria Y = 2X - 1, es igual al doble del valor esperado de la variable aleatoria X. 86. \_\_\_\_ El concepto de valor esperado o esperanza matemática sólo tiene utilidad práctica para resolver problemas de juegos de azar. 87. \_\_\_\_ La media o valor esperado de una variable aleatoria X es de especial importancia en estadística, pues describe el lugar donde se centra la distribución de probabilidad. 88. \_\_\_\_ Si sólo conozco el valor esperado de una variable aleatoria, es suficiente para tener claro la forma de la distribución de la misma. 89. \_\_\_\_ Si el valor esperado de una variable aleatoria toma un valor menor que cero, significa que físicamente es imposible que la variable tome ese particular valor. Varianza y covarianza 90. \_\_\_\_ La varianza de una variable aleatoria nos proporciona información acerca de la variabilidad de las observaciones alrededor de la media. 91. \_\_\_\_ Si una variable aleatoria tiene una varianza pequeña, esperaríamos que la mayor parte de las observaciones se agrupen cerca y alrededor de la media. 92. \_\_\_\_ La varianza de la variable aleatoria Y = 2X - 1, es cuatro veces mayor que la varianza de la variable aleatoria X. 93. \_\_\_\_ Dado el valor de la media de una variable aleatoria y un intervalo alrededor de la misma, la probabilidad de que otra variable aleatoria similar, con igual media pero con varianza mayor, tome valores dentro de dicho intervalo, es mayor. 94. \_\_\_\_ Si se tiene un histograma simétrico de una distribución discreta de probabilidad, se debe concluir que la variabilidad en la distribución es nula. 95. La varianza de una variable aleatoria con distribución de probabilidad f(x) es el valor esperado del cuadrado de las desviaciones respecto de su media. Una forma de obtener la varianza de una variable aleatoria X es, haciendo la diferencia entre el valor esperado del cuadrado de la variable, y el valor esperado de la variable elevado al cuadrado. 97. \_\_\_\_ La varianza o la desviación estándar sólo tienen significado cuando se comparan dos o más distribuciones que tienen las mismas unidades de medida. 98. La covarianza entre dos variables aleatorias, $\sigma XY$ , es una medida de la naturaleza de la asociación entre las dos.

99	La covarianza entre dos variables aleatorias X, Y, con distribución de probabilidad conjunta f(x, y), se define como el valor esperado del producto de las desviaciones de las va-
	riables respecto de sus propias medias.
100	La covarianza de dos variables aleatorias X, Y es siempre un valor positivo.
	La covarianza de dos variables aleatorias X, Y estadísticamente independientes, es siempre igual a cero. Lo opuesto, sin embargo, no siempre se cumple.
102	Una forma de calcular la covarianza de dos variables aleatorias X, Y, es haciendo la dife-
	rencia entre el valor esperado del producto de las variables, y el producto de las medias de las variables.
103	La covarianza entre dos variables aleatorias sólo puede tener la unidad de medida de una variable elevada al cuadrado, por ejemplo, m², kgf², (m³/s)², (hm³)², (°C)².
104	El coeficiente de correlación entre las variables aleatorias Y y Z es un valor adimensional
105	que siempre satisface la desigualdad: $(-1 \le \rho YZ \le +1)$ .
105	El coeficiente de correlación entre dos variables aleatorias Y, Z, se define como el cocien-
	te entre la covarianza entre las variables aleatorias, y el producto de las desviaciones de las variables.
106	La magnitud del coeficiente de correlación entre dos variables aleatorias X, Y, depende de las unidades de medida de las variables estudiadas.
107	El coeficiente de correlación puede tomar valores menores que cero.
	Si la covarianza entre dos variables aleatorias es igual a cero, el coeficiente de correlación también lo será, siempre y sin excepción.
109	Si entre dos variables aleatorias existe una dependencia lineal exacta, el coeficiente de
	correlación sólo puede tomar el valor +1.
	correlación solo puede tomar el valor +1.
Media	as y varianzas de combinaciones lineales de variables aleatorias
110	us y varianzas de combinaciones lineales de variables aleatorias  El valor esperado de una constante es siempre igual a cero.  El valor esperado del producto de una constante por una variable aleatoria, es igual al
110 111	<ul> <li>as y varianzas de combinaciones lineales de variables aleatorias</li> <li>El valor esperado de una constante es siempre igual a cero.</li> <li>El valor esperado del producto de una constante por una variable aleatoria, es igual al producto de la constante por el valor esperado de la variable aleatoria.</li> </ul>
110 111	<ul> <li>us y varianzas de combinaciones lineales de variables aleatorias</li> <li>El valor esperado de una constante es siempre igual a cero.</li> <li>El valor esperado del producto de una constante por una variable aleatoria, es igual al producto de la constante por el valor esperado de la variable aleatoria.</li> <li>El valor esperado de la suma algebraica de dos variables aleatorias, es siempre igual a la</li> </ul>
110 111 112	El valor esperado de una constante es siempre igual a cero.  El valor esperado del producto de una constante por una variable aleatoria, es igual al producto de la constante por el valor esperado de la variable aleatoria.  El valor esperado de la suma algebraica de dos variables aleatorias, es siempre igual a la suma de los valores esperados de las mismas.  El valor esperado del producto de dos variables aleatorias es igual al producto de los valo-
110 111 112 113	<ul> <li>Les y varianzas de combinaciones lineales de variables aleatorias</li> <li>El valor esperado de una constante es siempre igual a cero.</li> <li>El valor esperado del producto de una constante por una variable aleatoria, es igual al producto de la constante por el valor esperado de la variable aleatoria.</li> <li>El valor esperado de la suma algebraica de dos variables aleatorias, es siempre igual a la suma de los valores esperados de las mismas.</li> <li>El valor esperado del producto de dos variables aleatorias es igual al producto de los valores esperados de las mismas, siempre y sin excepción.</li> </ul>
110 111 112 113 114	El valor esperado de una constante es siempre igual a cero.  El valor esperado del producto de una constante por una variable aleatoria, es igual al producto de la constante por el valor esperado de la variable aleatoria.  El valor esperado de la suma algebraica de dos variables aleatorias, es siempre igual a la suma de los valores esperados de las mismas.  El valor esperado del producto de dos variables aleatorias es igual al producto de los valores esperados de las mismas, siempre y sin excepción.  La varianza de una constante es siempre igual a la constante elevada al cuadrado.
110 111 112 113 114	<ul> <li>Les y varianzas de combinaciones lineales de variables aleatorias</li> <li>El valor esperado de una constante es siempre igual a cero.</li> <li>El valor esperado del producto de una constante por una variable aleatoria, es igual al producto de la constante por el valor esperado de la variable aleatoria.</li> <li>El valor esperado de la suma algebraica de dos variables aleatorias, es siempre igual a la suma de los valores esperados de las mismas.</li> <li>El valor esperado del producto de dos variables aleatorias es igual al producto de los valores esperados de las mismas, siempre y sin excepción.</li> </ul>
110 111 112 113 114 115	El valor esperado de una constante es siempre igual a cero.  El valor esperado del producto de una constante por una variable aleatoria, es igual al producto de la constante por el valor esperado de la variable aleatoria.  El valor esperado de la suma algebraica de dos variables aleatorias, es siempre igual a la suma de los valores esperados de las mismas.  El valor esperado del producto de dos variables aleatorias es igual al producto de los valores esperados de las mismas, siempre y sin excepción.  La varianza de una constante es siempre igual a la constante elevada al cuadrado.  La varianza de una constante por una variable aleatoria, es igual al cuadrado de la constante multiplicado por la varianza de la variable aleatoria.
110 111 112 113 114 115	El valor esperado de una constante es siempre igual a cero.  El valor esperado del producto de una constante por una variable aleatoria, es igual al producto de la constante por el valor esperado de la variable aleatoria.  El valor esperado de la suma algebraica de dos variables aleatorias, es siempre igual a la suma de los valores esperados de las mismas.  El valor esperado del producto de dos variables aleatorias es igual al producto de los valores esperados de las mismas, siempre y sin excepción.  La varianza de una constante es siempre igual a la constante elevada al cuadrado.  La varianza de una constante por una variable aleatoria, es igual al cuadrado de la constante multiplicado por la varianza de la variable aleatoria.
110 111 112 113 114 115	El valor esperado de una constante es siempre igual a cero.  El valor esperado del producto de una constante por una variable aleatoria, es igual al producto de la constante por el valor esperado de la variable aleatoria.  El valor esperado de la suma algebraica de dos variables aleatorias, es siempre igual a la suma de los valores esperados de las mismas.  El valor esperado del producto de dos variables aleatorias es igual al producto de los valores esperados de las mismas, siempre y sin excepción.  La varianza de una constante es siempre igual a la constante elevada al cuadrado.  La varianza de una constante por una variable aleatoria, es igual al cuadrado de la constante multiplicado por la varianza de la variable aleatoria.  ma de Chebyshev  La proporción de valores que toma una variable aleatoria entre dos valores simétricos cualesquiera alrededor de la media, está relacionada con la desviación estándar de la variadar
110 111 112 113 114 115 <b>Teore</b> 116	El valor esperado de una constante es siempre igual a cero.  El valor esperado del producto de una constante por una variable aleatoria, es igual al producto de la constante por el valor esperado de la variable aleatoria.  El valor esperado de la suma algebraica de dos variables aleatorias, es siempre igual a la suma de los valores esperados de las mismas.  El valor esperado del producto de dos variables aleatorias es igual al producto de los valores esperados de las mismas, siempre y sin excepción.  La varianza de una constante es siempre igual a la constante elevada al cuadrado.  La varianza de una constante por una variable aleatoria, es igual al cuadrado de la constante multiplicado por la varianza de la variable aleatoria.  **ma de Chebyshev**  La proporción de valores que toma una variable aleatoria entre dos valores simétricos
110 111 112 113 114 115 <b>Teore</b> 116	El valor esperado del producto de una constante por una variable aleatoria, es igual al producto de la constante por el valor esperado de la variable aleatoria, es igual al producto de la constante por el valor esperado de la variable aleatoria, es siempre igual a la suma de los valores esperados de las mismas.  El valor esperado del producto de dos variables aleatorias, es siempre igual a la suma de los valores esperados de las mismas.  El valor esperado del producto de dos variables aleatorias es igual al producto de los valores esperados de las mismas, siempre y sin excepción.  La varianza de una constante es siempre igual a la constante elevada al cuadrado.  La varianza de una constante por una variable aleatoria, es igual al cuadrado de la constante multiplicado por la varianza de la variable aleatoria.  ma de Chebyshev  La proporción de valores que toma una variable aleatoria entre dos valores simétricos cualesquiera alrededor de la media, está relacionada con la desviación estándar de la variable aleatoria.  El teorema de Chebyshev da una estimación conservadora de la probabilidad de que una variable aleatoria tome un valor dentro de k desviaciones estándar de su media, para cual-
110 111  112  113  114 115  Teore 116  117	El valor esperado del producto de una constante por una variable aleatoria, es igual al producto de la constante por el valor esperado de la variable aleatoria, es igual al producto de la constante por el valor esperado de la variable aleatoria, es siempre igual a la suma de los valores esperados de las mismas.  El valor esperado del producto de dos variables aleatorias, es siempre igual a la suma de los valores esperados de las mismas.  El valor esperado del producto de dos variables aleatorias es igual al producto de los valores esperados de las mismas, siempre y sin excepción.  La varianza de una constante es siempre igual a la constante elevada al cuadrado.  La varianza de una constante por una variable aleatoria, es igual al cuadrado de la constante multiplicado por la varianza de la variable aleatoria.  ma de Chebyshev  La proporción de valores que toma una variable aleatoria entre dos valores simétricos cualesquiera alrededor de la media, está relacionada con la desviación estándar de la variable aleatoria.  El teorema de Chebyshev da una estimación conservadora de la probabilidad de que una
110 111  112  113  114 115  Teore 116  117	El valor esperado de una constante es siempre igual a cero.  El valor esperado del producto de una constante por una variable aleatoria, es igual al producto de la constante por el valor esperado de la variable aleatoria.  El valor esperado de la suma algebraica de dos variables aleatorias, es siempre igual a la suma de los valores esperados de las mismas.  El valor esperado del producto de dos variables aleatorias es igual al producto de los valores esperados de las mismas.  El valor esperado del producto de dos variables aleatorias es igual al producto de los valores esperados de las mismas, siempre y sin excepción.  La varianza de una constante es siempre igual a la constante elevada al cuadrado.  La varianza de una constante por una variable aleatoria, es igual al cuadrado de la constante multiplicado por la varianza de la variable aleatoria.  ma de Chebyshev  La proporción de valores que toma una variable aleatoria entre dos valores simétricos cualesquiera alrededor de la media, está relacionada con la desviación estándar de la variable aleatoria.  El teorema de Chebyshev da una estimación conservadora de la probabilidad de que una variable aleatoria tome un valor dentro de k desviaciones estándar de su media, para cualquier número real k.

119. \_\_\_\_ Según el teorema de Chebyshev, la probabilidad de que una variable aleatoria cualquiera tome un valor dentro de k desviaciones estándar de la media, es exactamente igual a: 1–1/k².

## Algunas distribuciones de probabilidad discreta

#### Distribución uniforme discreta

- 120. \_\_\_\_ En la distribución de probabilidad uniforme discreta, la variable aleatoria toma cada uno de sus valores con idéntica probabilidad.
- 121. \_\_\_\_ El parámetro de la distribución de probabilidad uniforme discreta, viene dado por la inversa de la cantidad de valores que puede tomar la variable aleatoria.
- 122. \_\_\_\_ La variable aleatoria que describe el número de caras obtenidas al lanzar dos monedas legales sigue una distribución de probabilidad uniforme.
- 123. \_\_\_\_ La media de una variable aleatoria discreta uniforme, f(x; k), siempre coincide con uno de los valores de la misma observados en el experimento.
- 124. \_\_\_\_ La varianza de una variable aleatoria discreta uniforme, f(x; k), no depende del número de valores que puede tomar la variable.

#### Distribución binomial y multinomial

- 125. \_\_\_\_ En la distribución binomial las pruebas que se repiten pueden ser dependientes o independientes.
- 126. \_\_\_\_ El número X de éxitos obtenidos en n experimentos de Bernoulli se denomina variable aleatoria binomial.
- 127. \_\_\_\_ La media de la distribución binomial b(x; n, p) viene dada por el producto n.p.
- 128. \_\_\_\_ El rango de valores de una variable aleatoria binomial va de cero a p.
- 129. \_\_\_\_ Una de las propiedades que debe cumplir el proceso de Bernoulli, es que la probabilidad de éxito permanezca constante en cada prueba.
- 130. \_\_\_\_ La varianza de la distribución binomial puede calcularse en función de la probabilidad con que ocurre cada éxito y del número de veces que se realiza la prueba en el experimento.
- 131. \_\_\_\_ El espacio muestral de un experimento Bernoulli puede representarse de manera conveniente como {éxito, fracaso}.
- 132. \_\_\_\_ Dado un tamaño de muestra n, para valores pequeños del parámetro p, digamos menores de 0,05 por ejemplo, la distribución binomial será sesgada a la izquierda.
- 133. \_\_\_\_ Cuando la probabilidad de éxito en un proceso Bernoulli es de 0,20, la gráfica de la distribución binomial resultante al realizar el experimento cinco veces es simétrica.
- 134. \_\_\_\_ El número de caras obtenidas al lanzar una moneda legal diez veces, sigue una distribución binomial.
- 135. \_\_\_\_ Un examen de opción múltiple contiene diez preguntas. Cada pregunta tiene cuatro opciones y sólo una de ellas es correcta. Si una persona responde al azar, el número de respuestas correctas sigue una distribución binomial.
- 136. \_\_\_\_ Los valores que puede tomar una variable aleatoria que sigue una distribución binomial, siempre están comprendidos entre cero y uno, inclusive.
- 137. \_\_\_\_ Las distribuciones binomiales para valores del parámetro p = 0,5 tienen una representación gráfica simétrica respecto de un eje vertical que pasa por el valor de la media de la distribución.

136	Para un valor fijo de fi, la distribución se vuelve mas simetrica a medida que el parametro
	p aumenta desde 0 hasta 0,5, o disminuye desde 1 hasta 0,5.
139	Para un valor fijo de p, la distribución binomial se vuelve más simétrica a medida que n
	aumenta.
140	La media y la varianza de una variable aleatoria binomial, dependen sólo de los paráme-
	tros n y p.
141	La distribución binomial no tiene mucha importancia debido a que puede aproximarse por
	otras distribuciones.
142	Si $p = 0.4$ en un proceso Bernoulli, entonces el cálculo de: 7C3 . $(0.4)3$ . $(0.6)4$ da la pro-
	babilidad de obtener tres o más éxitos en 7 ensayos.
143.	Una variable aleatoria binomial sólo puede tomar valores positivos y el cero.
	El número de caras obtenidas al lanzar una moneda legal diez veces sigue una distribu-
	ción binomial y la representación gráfica de la distribución es simétrica respecto del valor
	x = 1.
145	
143	número de partes defectuosas en las siguientes 25 que produzca, sigue una distribución
	binomial de parámetros $n = 100 \text{ y p} = 0.25$ .
146	1 ,
140	
	sólo una de ellas es correcta. Si una persona responde al azar, el número de respuestas
	contestadas de manera correcta sigue una distribución binomial, con parámetros n = 50 y
1.47	p = 0.10.
14/	En un experimento multinomial se realizan n pruebas independientes que se repiten, don-
	de cada prueba puede tomar alguno de los k resultados posibles del experimento, con
	probabilidades p1, p2,, pk respectivamente.
148	<u> </u>
	de los resultados posibles del experimento debe ser igual a uno.
149	En un experimento multinomial, todas las particiones del espacio muestral son mutua-
	mente excluyentes y ocurren con igual probabilidad.
150	En un experimento multinomial, con variables aleatorias X1, X2,, Xk; xk representa la
	probabilidad de que ocurra el resultado Ek en las n pruebas independientes.
D: 4 '	
	bución hipergeométrica
151	La distribución hipergeométrica es de suma utilidad en aplicaciones al campo del control
	de calidad, donde el muestreo de aceptación se realiza con ensayos destructivos.
152	La variable aleatoria hipergeométrica sólo puede tomar valores positivos y el cero.
153	El modo en que se realiza el muestreo genera diferencias entre la distribución binomial y
	la distribución hipergeométrica.
154	Tanto en la distribución binomial como en la hipergeométrica, se debe repetir el experi-
	mento hasta encontrar el primer éxito.
155	Tanto en la distribución binomial como en la hipergeométrica, las pruebas son indepen-
	dientes.
156	En un experimento hipergeométrico, se selecciona, con reemplazo, una muestra aleatoria
	de tamaño n de un lote de N artículos, donde k de los N artículos se pueden clasificar co-
	mo éxitos y $(N - k)$ se pueden clasificar como fracasos.
157	
	que se selecciona una muestra aleatoria de tamaño tres, de un lote de tamaño veinte que
	tiene cinco elementos defectuosos, varía entre cero y cinco.
	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·

158	En un experimento hipergeométrico, la probabilidad de no encontrar éxitos en una mues-
150	tra aleatoria, es siempre igual a cero.
159	lote, la distribución binomial se puede imaginar como una versión de población grande de
	las distribuciones hipergeométricas.
	La expresión $(N-n)/(N-1)$ se conoce como factor de corrección de población finita.
161	La distribución hipergeométrica se puede reemplazar por la distribución binomial si el factor de corrección para poblaciones finitas $(N-n)/(N-1)$ está cercano a cero.
162	El muestreo con reemplazo es equivalente al muestreo de un conjunto infinito, ya que la proporción de éxitos permanece constante para cualquier ensayo en el experimento.
163	La distribución hipergeométrica multivariada permite calcular probabilidades cuando se realiza más de un experimento.
Distril	bución binomial negativa y geométrica
164	En los experimentos binomiales negativos la probabilidad de éxito p permanece constante
	en cada prueba.
165	La distribución geométrica es un caso particular de la distribución binomial negativa.
166	Los parámetros de la distribución binomial negativa son los mismos que para la distribu-
	ción binomial.
167	En la distribución binomial negativa la probabilidad de obtener un éxito en cada prueba,
	permanece constante en las n pruebas que se realizan.
	La variable aleatoria geométrica, en algunas situaciones, puede tomar valores negativos.
	El parámetro de la distribución geométrica está dado por la probabilidad (siendo ésta constante en cada prueba) de obtener un éxito en una prueba cualquiera del experimento.
	En la distribución geométrica las pruebas son independientes.
171	La media de una variable aleatoria que sigue una distribución geométrica está dada por la
	inversa del parámetro de la misma.
Distri	bución de Poisson y proceso de Poisson
172	La representación gráfica de la distribución de Poisson siempre tiene forma simétrica.
173	Para una distribución binomial dada, con n grande y p pequeña, las condiciones se aproximan a las del proceso de Poisson y el producto n.p permanece constante.
174	Una de las propiedades del proceso de Poisson es que la probabilidad de que ocurra un solo resultado durante un intervalo es independiente de la longitud del intervalo.
	En el proceso de Poisson, el número de resultados que ocurren en un intervalo o región específica, es independiente del número de ocurrencias que se producen en los intervalos o regiones adyacentes al considerado.
176	La media de una distribución de Poisson es igual a su varianza.
	El número promedio de resultados que ocurren en un intervalo de tiempo t de un experimento de Poisson, viene dado por el producto entre la tasa de ocurrencia y el tiempo, es decir, λt.
178	Siempre se cumple que, el número promedio de resultados en un proceso de Poisson en
170	un intervalo región específica de longitud t, coincide con la tasa de ocurrencia de los resultados.
179.	La distribución de Poisson es aplicable a variables que representen el número de sucesos
· · · · <u> ·</u>	de interés en un continuo de espacio o de tiempo, en determinadas condiciones.
180	Una variable de Poisson sólo puede tomar valores comprendidos en el intervalo $[0; \lambda]$ .

181	La variable aleatoria de Poisson puede tomar valores menores que cero, sólo cuando la tasa de ocurrencia sea menor que uno.
La dist	ribución de Poisson como forma limitante de la binomial
	Sea X una variable aleatoria binomial con distribución de probabilidad b(x; n, p). Siempre y en cualquier caso es posible utilizar la distribución de Poisson como forma limitante de la distribución binomial, es decir, b(x; n, p) $\rightarrow$ p(x; $\mu$ ).
183	Para una distribución binomial dada, con n grande y p pequeña, las condiciones se aproximan a las del proceso de Poisson si el producto n.p permanece constante.
184	_ Cuando p sea un valor cercano a la unidad, de ninguna manera será posible utilizar la distribución de Poisson para aproximar probabilidades binomiales.
Algun	as distribuciones continuas de probabilidad
Distrib	ución uniforme continua
	_ Si una variable aleatoria continua X está distribuida uniformemente en el intervalo [A; B],
186	la probabilidad de que tome valores en cualquier intervalo de longitud Δx es la misma.  Dado que la función de densidad de probabilidad de una variable aleatoria uniforme continua X en el intervalo [A; B] es constante, tiene varianza nula.
187	_ El valor esperado de una variable aleatoria continua, distribuida uniformemente en el intervalo siguiente [-1; 3], es igual a 1.
188	La función de densidad de una variable aleatoria continua distribuida uniformemente en el intervalo [A; B], es simétrica respecto de un eje vertical que pase por la media.
Distrib	ución normal
	Los parámetros de la distribución de probabilidad de la variable aleatoria normal son su media y la desviación estándar (o su varianza).
190	Siempre y sin restricción alguna, la curva de la función de densidad de probabilidad de una variable aleatoria normal, es simétrica respecto de un eje vertical que pasa por la me- dia.
191	Para algunos valores particulares de los parámetros de la distribución normal, la curva de la función de densidad de probabilidad puede presentar más de una moda.
192	_ Si X ~ n (x; $\mu$ , $\sigma$ ), media, mediana y moda son coincidentes.
193	La curva de la distribución normal tiene sus puntos de inflexión en correspondencia con los valores de la variable ubicados alrededor de la media, a una distancia de ± una vez la desviación estándar.
194	La probabilidad de que cualquier variable aleatoria distribuida normalmente, con media $\mu$ y varianza $\sigma^2$ , tome valores entre $\mu \pm 3\sigma$ , es igual a 0,9973.
195	La probabilidad de que cualquier variable aleatoria distribuida normalmente, con media $\mu$ y varianza $\sigma^2$ , tome valores entre $\mu \pm 2\sigma$ , es igual a 0,9545.
196	_ La probabilidad de que cualquier variable aleatoria distribuida normalmente, con media μ
197	y varianza σ², tome valores entre μ±1σ, es igual a 0,6827.  La función de distribución acumulada F(x), de cualquier variable aleatoria X distribuida
198	normalmente, es igual a 0,5 para el valor de x igual a la media.  Una variable aleatoria X distribuida normalmente está definida sólo para valores positivos de la misma.

199. \_\_\_\_ Si graficamos dos curvas normales con la misma desviación estándar que tienen medias diferentes, las curvas tendrán la misma forma pero estarán centradas en posiciones diferentes a lo largo del eje horizontal. 200. La función de densidad de una variable aleatoria normal es más chata y se extiende más sobre el eje de la variable (horizontal), mientras mayor sea su rango. 201. \_\_\_\_ La probabilidad de que una variable aleatoria normal tome el valor x1, se puede leer en el eje de ordenadas para n (x1;  $\mu$ ,  $\sigma$ ). 202. La probabilidad de que una variable aleatoria  $X \sim n$  (x;  $\mu$ ,  $\sigma$ ) tome valores entre x = x1 y x=x2, está representada por el área bajo la curva de la función de densidad de probabilidad comprendida entre x1 y x2. 203. No siempre es posible realizar la transformación de una variable aleatoria  $X \sim n$  (x;  $\mu$ ,  $\sigma$ ), en otra variable aleatoria  $Z \sim n$  (z; 0, 1). 204. La distribución de una variable aleatoria normal con media cero y varianza uno, se llama distribución normal estándar. 205. \_\_\_\_ La probabilidad de que una variable aleatoria  $X \sim n$  (x;  $\mu = 4$ ,  $\sigma = 2$ ) tome valores entre 4.5 y 5.5 es igual a la probabilidad de que la variable aleatoria Z ~n (z;  $\mu = 0$ ,  $\sigma = 1$ ) tome valores entre 0,25 y 0,75. 206. \_\_\_\_ La probabilidad de que una variable aleatoria normal con media seis y desviación estándar igual a dos tome valores menores que seis, es igual a la probabilidad de que tome valores menores o iguales que seis. 207. \_\_\_\_ La curva de la función de distribución acumulada de una variable aleatoria normal es simétrica respecto de un eje vertical que pasa por el valor de la media. 208. \_\_\_\_ La función de distribución acumulada de una variable aleatoria normal, siempre y sin restricción alguna, toma el valor 0,5 para el valor particular de la variable igual a la media de la distribución. 209. \_\_\_\_ El percentil sesenta y siete de la una variable normal estándar es igual a 0,44. 210. \_\_\_\_ El quinto decil de una variable normal estándar es igual a 0,5. 211. \_\_\_\_ El percentil treinta y tres de una variable normal estándar es igual a -0.44. 212. \_\_\_\_ La probabilidad de que una variable aleatoria normal estándar tome valores mayores que uno, es igual a 0,8413. 213. \_\_\_\_ El área total bajo la curva de cualquier variable aleatoria distribuida normalmente es igual al área total bajo la curva de una variable normal estándar. Aproximación normal a la binomial 214. \_\_\_\_ Algunas veces, la distribución normal es una buena aproximación a una distribución binomial cuando esta última adquiere una forma de campana simétrica. 215. \_\_\_\_ La distribución binomial se aproxima bien por la normal cuando el tamaño de la muestra tiende a infinito. 216. \_\_\_\_ La aproximación normal para evaluar probabilidades binomiales es excelente cuando n es grande, y muy buena para valores pequeños de n, si p es razonablemente cercano a 0,5. 217. \_\_\_\_ En la práctica, si ambos productos n.p y n.q, son mayores o iguales a cinco, la aproximación normal para evaluar probabilidades binomiales será aceptable. 218. Si  $X \sim b$  (x; n = 15, p = 0,4) y se dan las condiciones para aproximar el cálculo de probabilidades utilizando la distribución normal, entonces se puede verificar que: 219. \_\_\_\_  $P(4 \le X < 8) \approx P(-1,318 < Z < +0.791)$ . 220. \_\_\_\_ Para efectuar la aproximación normal a la binomial, es necesario efectuar una corrección por continuidad de la variable.

## Distribuciones gamma y exponencial 221. La media y la varianza de la distribución gamma son $\alpha\beta$ y $\alpha\beta^2$ respectivamente. 222. \_\_\_\_ La distribución exponencial es un caso particular de la distribución gamma. 223. \_\_\_\_ La función de densidad de probabilidad f(x), de una variable aleatoria continua X que tiene una distribución exponencial con parámetro $\beta$ , es igual a uno para todo x < 0. 224. \_\_\_\_ La función de densidad de probabilidad f(x), de una variable aleatoria continua X que tiene una distribución exponencial, es simétrica respecto de un eje vertical que pasa por la 225. \_\_\_\_ La media y la varianza de la distribución exponencial son $\beta$ y $\beta^2$ respectivamente. 226. \_\_\_\_ Las aplicaciones de la distribución exponencial más importantes corresponden a situaciones donde se aplica el proceso de Poisson. 227. La función de densidad de probabilidad $f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$ es la función de densidad de probabilidad de la distribución exponencial con $\lambda = 1/\beta$ . 228. \_\_\_\_ El parámetro de la distribución exponencial es igual al cuadrado del parámetro de la distribución de Poisson. 229. \_\_\_\_ La importancia de la distribución gamma está en el hecho de que define una familia de la que otras distribuciones son casos especiales, aunque por sí misma tiene importantes aplicaciones en tiempo de espera y teoría de confiabilidad. 230. \_\_\_\_ La distribución exponencial describe el tiempo hasta la ocurrencia de un evento de sson (o el tiempo entre eventos de Poisson). 231. \_\_\_\_ El tiempo (o espacio) que transcurre hasta que ocurre un número específico de eventos de Poisson es una variable aleatoria cuya función densidad está descrita por la de la distribución gamma. Distribución ji cuadrada 232. \_\_\_\_ La distribución ji-cuadrada es un caso particular de la distribución gamma. 233. La media y la desviación estándar de la distribución ji-cuadrada son v y 2v respectivamente, siendo v el número de grados de libertad. 234. \_\_\_\_ Si graficamos dos curvas de variables aleatorias con distribución ji-cuadrada donde la media de la primera es menor que la media de la segunda, la curva de la segunda será más baja y se extenderá más lejos. 235. \_\_\_\_ La distribución ji-cuadrada tiene un papel importante en la metodología y en la teoría de la inferencia estadística. 236. \_\_\_\_ El parámetro de la distribución ji-cuadrada es el número de grados de libertad, v. 237. \_\_\_\_ La distribución ji-cuadrada está definida para los valores de la variable aleatoria comprendidos entre $-\infty$ y $+\infty$ . 238. \_\_\_\_ La probabilidad de que una variable aleatoria con distribución ji cuadrada de parámetro igual a 30 tome valores menores que -13,787, es igual a 0,995. 239. \_\_\_\_ La probabilidad de que una variable aleatoria con distribución ji cuadrada de parámetro igual a 25 tome valores mayores que -2, es igual a uno. 240. \_\_\_\_ La probabilidad de que una variable aleatoria con distribución ji cuadrada de parámetro igual a 10 tome valores menores o iguales que la media, es igual a 0,5. Distribución logarítmica normal 241. \_\_\_\_ La distribución logarítmica normal se aplica en casos donde una transformación de logaritmo natural tiene como resultado una distribución normal.

Y=ln (X) tiene una distribución normal con media μ y desviación estándar σ.
Distribución de Weibull
243. Los parámetros de la distribución de Weibull son su media y su varianza.
244. La confiabilidad de un componente o producto se define como la probabilidad de que funcione apropiadamente por lo menos un tiempo específico, bajo condiciones experimentales específicas.
245. Una de las distribuciones de aplicación en problemas de confiabilidad de componentes que forman los sistemas, es la distribución de Weibull.
246. La confiabilidad de un componente dado en un tiempo t puede calcularse como la inversa

242. \_\_\_\_ La variable aleatoria continua X tiene una distribución logarítmica normal si la variable

de la distribución acumulada en el tiempo t.

La función de densidad de una variable aleatoria con distribución de Weibull, es siempres

247. \_\_\_\_ La función de densidad de una variable aleatoria con distribución de Weibull, es siempre simétrica respecto de un eje vertical que pasa por la media.

#### Funciones de variables aleatorias

#### Combinaciones lineales de variables aleatorias

248. \_\_\_\_ La distribución normal posee la propiedad reproductiva, por lo tanto, la suma de varias variables aleatorias independientes distribuidas normalmente, es una variable aleatoria normal.

249. \_\_\_\_\_ Si X1, X2, X3, ..., Xi, ..., Xn, son variables aleatorias mutuamente independientes que tienen, respectivamente, distribuciones ji cuadrada con v1, v2, v3, ..., vi, ..., vn, grados de libertad, entonces la variable aleatoria suma de las variables independientes W = X1 + X2 + X3 + ... + Xi + ... + Xn, tiene una distribución normal con media igual a la suma de las medias de las variables y varianza igual a la suma de las varianzas de las variables Xi.

250. \_\_\_\_ La suma del cuadrado de variables aleatorias normales estándar independientes tiene una distribución ji cuadrada, con parámetro igual al número de variables normales estándar cuyos cuadrados se suman.

251. \_\_\_\_ Dadas la variable aleatoria X distribuida normalmente con media igual a 50 y desviación estándar igual a 2, y la variable aleatoria Y distribuida normalmente con media igual a 20 y desviación estándar igual a 4, siendo X e Y variables aleatorias independientes, entonces la variable W = X - Y tendrá una distribución normal con media igual a 30 y desviación estándar igual a 6.

Dadas la variable aleatoria X que tiene una distribución ji cuadrada con 3 grados de libertad y la variable aleatoria Y que tiene una distribución ji cuadrada con 5 grados de libertad, siendo X e Y variables aleatorias independientes, entonces la variable W = X + Y tendrá una distribución ji-cuadrada con media igual a 8 y varianza igual a 16.

# Unidad Temática 4: Distribuciones fundamentales de muestreo y descripciones de datos

	reo aleatorio
1	En estadística utilizamos el término <i>población</i> para referirnos a la totalidad de personas que constituyen el grupo en estudio.
2	Siempre será posible y no habrá dificultades en disponer del conjunto de todas las observaciones que constituyen la población.
3	Se denomina <i>muestra</i> a cualquier subconjunto de una población.
4	Cualquier procedimiento de muestreo que produzca inferencias que sobreestimen o subes-
5	timen de forma consistente alguna característica de la población, se dice que está sesgado.
	azar.
6	Cualquier muestra seleccionada de una población, permite hacer inferencias confiables acerca de los parámetros de la población de la cual proviene.
Distril	buciones muestrales
7	La distribución de probabilidad de una estadística se llama distribución muestral.
8	La distribución de probabilidad de una estadística depende del tamaño de la población y
9	La distribución muestral de $X$ con tamaño muestral $n$ es la distribución que resulta cuando
	un experimento se lleva a cabo una y otra vez, probando siempre con muestras de distin-
	tos tamaños, y resultan los diversos valores de X. Esta distribución muestral, describe la
	variabilidad de los promedios muestrales alrededor de la media de la población $\mu$ .
10	<u> </u>
	azar.
Distrik	buciones muestrales de medias
11	
	distribución muestral de $\overline{X}$ será normal con media $\mu$ y varianza $\sigma^2/n$ , donde $n$ es el tamaño
	de la muestra, sin importar qué tan pequeño sea el tamaño de las muestras.
12	_
	$s^2$ conocida, la distribución muestral de $X$ será normal, con media $\mu$ y varianza $\sigma^2/n$ ,
	donde $n$ es el tamaño de la muestra, siempre que el tamaño de la muestra sea suficiente-
	mente grande.
13	_ 1
	si $n \ge 30$ , sin importar la distribución de la población.
14	_ El teorema del límite central afirma que la forma límite de la distribución de la media
	muestral de una población cualquiera, con media $\mu$ y varianza $\sigma^2$ , es la normal con media
	$\mu$ y varianza $\sigma^2/n$ , cuando el tamaño de la muestra $n$ tiende a infinito.
15	Las aplicaciones de teorema del límite central giran alrededor de las inferencias sobre una
	media de la población o la diferencia entre las medias de dos poblaciones.
16	<u>.</u>
	muestral de dicha variable, se distribuye normalmente cuando el tamaño de las muestras
	seleccionadas es suficientemente grande.

Distribu	ción muestral de la diferencia entre dos promedios
17	Si se extraen al azar muestras independientes de tamaño $n_1$ y $n_2$ de dos poblaciones cualesquiera, sean discretas o continuas, con medias $\mu_1$ y $\mu_2$ y varianzas $\sigma_1^2$ y $\sigma_2^2$ , respectivamente, entonces la distribución muestral de las diferencias de las medias ( $\overline{X}_1 - \overline{X}_2$ ),
	está distribuida normalmente con media $(\mu_I - \mu_2)$ y varianza $(\sigma_I^2/n_I + \sigma_2^2/n_2)$ , sin condición alguna.
18	La distribución muestral de las diferencias de las medias es útil cuando se comparan las medias desconocidas de dos poblaciones.
Distribu	ución muestral de S²
19	Las distribuciones muestrales de estadísticas importantes nos permiten obtener información sobre los parámetros.
20	Si $S^2$ es la varianza de una muestra aleatoria de tamaño $n$ que se toma de una población cualquiera que tiene varianza $\sigma^2$ , entonces la estadística $\chi^2 = (n-1)$ . $S^2 / \sigma^2$ , tiene una distribución ji cuadrada con $\nu = n-1$ grados de libertad.
21	La probabilidad de que una variable aleatoria con distribución ji cuadrada que tiene nueve grados de libertad tome valores menores que -2,7 es igual a 0,975.
22	La probabilidad de que una variable aleatoria con distribución ji cuadrada que tiene doce grados de libertad tome valores mayores que –1,5 es igual a 0,999.
23	La probabilidad de que una variable aleatoria con distribución ji cuadrada que tiene diez grados de libertad tome valores menores que 4,865 es igual a 0,10.
24	La probabilidad de que una variable aleatoria con distribución ji cuadrada que tiene quince grados de libertad tome valores comprendidos entre 8,547 y 14,339 es igual a 0,40.
25	La probabilidad de que una variable aleatoria con distribución ji cuadrada que tiene cinco grados de libertad tome valores mayores que 12,832 es igual a 0,025.
Distribu	ución t
	Sea $Z$ una variable aleatoria normal estándar y $V$ una variable aleatoria ji cuadrada con v grados de libertad. Si $Z$ y $V$ son independientes, entonces la distribución de la variable aleatoria $T$ se conoce como la distribución $t$ con v grados de libertad, donde: $T = \frac{Z}{\sqrt{\frac{V}{V}}}$
	$\sqrt{\frac{V}{\nu}}$
27	Una variable aleatoria con distribución <i>t</i> se define como el cociente entre una variable aleatoria normal estándar y la raíz cuadrada del cociente entre una variable aleatoria con distribución ji cuadrada y su número de grados de libertad, siendo las variables independientes.
28	La distribución de una variable aleatoria $T$ , con distribución $t$ , difiere de la distribución de una variable normal estándar $Z$ , en que la varianza de $T$ depende del tamaño de la muestra $n$ y siempre es mayor que uno. Sólo cuando el tamaño de la muestra tiende a infinito $(n\rightarrow\infty)$ las dos distribuciones coincidirán.
29	Si bien la distribución de $T$ y la distribución de $Z$ tiene forma de campana, la distribución de $t$ es más variable que la de $Z$ , debido al hecho de que los valores de $T$ dependen de las fluctuaciones de dos cantidades, $\overline{X}$ y $S^2$ , mientras que los valores de $Z$ dependen sólo de los cambios de $\overline{X}$ de una muestra a otra.

30	Si graficamos dos variables aleatorias con distribución $t$ , donde $v_1$ es el número de gra-
	dos de libertad de la primera y $v_2$ el de la segunda, y $v_1 < v_2$ , entonces la primera se ex-
	tenderá más sobre el eje horizontal.
31	Si $X$ es la media muestral de $n$ variables aleatorias independientes distribuidas normal-
	mente con la misma media $\mu$ , e idéntica varianza $\sigma^2$ , entonces la variable aleatoria
	$\overline{X} - \mu$
	$T = \frac{\overline{X} - \mu}{S} \cdot \sqrt{n}$
	tiene una distribución $t$ con $v=n-1$ grados de libertad, donde $S$ es la desviación estándar
	de la muestra, sin condicionamientos para el tamaño de la muestra.
32	<u>-</u>
<i>32</i>	área igual a 0,975 y a su derecha un área igual a 0,025 es igual a 2,228.
33	
	rencia acerca de la media de una población o en problemas que implican comparaciones
	de las medias de dos muestras.
34	El uso de la distribución t y la consideración del tamaño de la muestra no se relacionan
	con el teorema de límite central. El uso de la distribución normal estándar Z en lugar de T
	para $n \ge 30$ sólo implica que S es un estimador suficientemente bueno de $\sigma$ .
35	Cuando $n \to \infty$ , la distribución $t$ y la distribución normal estándar coincidirán.
36	El uso de la distribución t de Student no tiene restricciones respecto de la distribución de
	la población muestreada.
<b>5.1</b>	
Distribi	
37	La estadística F se define como el cociente entre dos variables aleatorias ji cuadradas in-
	dependientes, divididas cada una por su número de grados de libertad.
38	
•	respectivamente, entonces la estadística $F = [(U/v_1)/(V/v_2)]$ tiene una distribución $F$ .
39	
	libertad de denominador, v <sub>2</sub> , es posible graficar la función de densidad de una variable
40	aleatoria con distribución $F$ .
40	
41	La distribución F encuentra su aplicación en la inferencia acerca del cociente de las va-
12	rianzas de dos poblaciones. La estadística <i>F</i> se define como la suma del cuadrado de variables normales estándar in-
42	dependientes.
43	±
TJ	libertad en el numerador y siete en el denominador, tome valores menores que -3, es
	igual a uno.
44	
· · ·	me exactamente el valor $4,7$ es igual a cero.

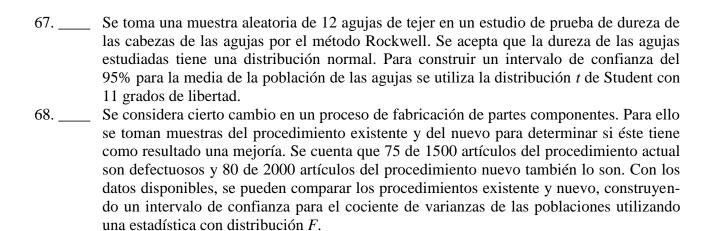
# Unidad Temática 5: Problemas de estimación de una y dos muestras

Inferei	ncia estadística
1	
2	En el método clásico de estimación de un parámetro de la población, las inferencias se basan de manera estricta en la información proporcionada por una muestra aleatoria seleccionada de la población.
3	La inferencia estadística se puede dividir en dos áreas importantes, a saber, estimación de parámetros y pruebas de hipótesis.
Método	os clásicos de estimación – Estimación puntual
4	Genéricamente, $\hat{\Theta}$ es un estimador cuyo valor $\hat{\theta}$ es una estimación puntual de algún parámetro poblacional desconocido $\theta$ .
5	Casi siempre, el valor numérico de una estimación puntual coincide con el valor numérico del parámetro a estimar.
6	nal que estén muy alejadas del valor real.
7	Nunca debe utilizarse la mediana de la muestra de una población para estimar el verdadero valor de la media de dicha población.
8	La media muestral, produce estimaciones puntuales más cercanas a la media poblacional de la cual proviene la muestra, que las estimaciones puntuales de la mediana muestral.
Estima	dor insesgado
	Una de las propiedades deseables que debe reunir un estimador, es que sea insesgado.
11	· .
12	La varianza muestral es un estimador sesgado de la varianza poblacional.
13 14	• • • •
	<ul> <li>Se puede demostrar que E(S²) = σ².</li> <li>Dividimos por n - 1 en lugar de n cuando se estima la varianza de una población, porque de esta manera, la varianza muestral es un estimador insesgado del parámetro estimado.</li> </ul>
Varian	za de un estimador puntual
	De todos los posibles estimadores de algún parámetro poblacional $\theta$ , se denomina estima-
	dor más eficiente de $\theta$ , al de menor varianza.
18	Se denomina estimador más eficiente de algún parámetro poblacional $\theta$ , a aquel que cumpla la condición de tener varianza nula.
19	Si consideramos como estimadores de la media poblacional $\mu$ , a la media muestral y la mediana muestral, es posible demostrar que la mediana muestral es un estimador más eficiente que la media muestral.

20	En poblaciones normales, la media muestral y la mediana muestral son estimadores in- sesgados de la media de la población $\mu$ . y tienen la misma varianza.
21	Para obtener el estimador más eficiente de algún parámetro poblacional $\theta$ , es suficiente
	seleccionar aquel que tenga menor varianza.
22	Las estimaciones puntuales obtenidas con un estimador insesgado de un parámetro de la
	población, son iguales y tienen el mismo valor numérico del parámetro estimado.
23	Cuando se estima un parámetro poblacional con el estimador insesgado más eficiente, se
	espera que la estimación puntual coincida con el valor del parámetro a estimar.
Estimad	ión por intervalo
	Dado que es muy poco probable que el estimador insesgado más eficiente estime al pará-
	metro poblacional con exactitud, es preferible determinar un intervalo dentro del cual esperamos que se encuentre el valor del parámetro.
25	•
23	cuenta la distribución de la población (si es normal, no normal o desconocida).
26.	Una estimación por intervalo de un parámetro poblacional $\theta$ es un intervalo de la forma
	$\hat{\theta}_L < \theta < \hat{\theta}_U$ , donde $\hat{\theta}_L$ y $\hat{\theta}_U$ dependen del valor de la estadística $\hat{\Theta}$ y también de la dis-
	tribución de muestreo de $\Theta$ .
27	Una vez definido el parámetro poblacional a estimar $\theta$ , los límites inferior y superior del
	intervalo de confianza, $\hat{\theta}_L$ y $\hat{\theta}_U$ , respectivamente, son valores constantes.
28	Al escribir $P(\hat{\Theta}_L < \theta < \hat{\Theta}_U) = 1 - \alpha$ , debemos interpretar que tenemos una probabilidad
	de $(1-\alpha)$ de seleccionar una variable aleatoria que produzca un intervalo que contenga al
	parámetro poblacional $\theta$ .
29	Al estimar la media poblacional $\mu$ mediante un intervalo de confianza, sólo algunas veces
	esta estimación depende del tamaño de la muestra seleccionada.
30	
0.1	precisión en la estimación aumentando el tamaño de la muestra seleccionada.
31	
	que lleguemos contendrá al parámetro poblacional.
Una sol	a muestra: estimación de la media
	La distribución de la media muestral está centrada en el valor de la media de la población
	de la cual proviene la muestra y, en la mayoría de las aplicaciones, la varianza de la me-
	dia muestral es más pequeña que la de cualquier otro estimador de la media poblacional.
33	El tamaño de la muestra seleccionada para estimar la media de una población no siempre
	resulta importante en la estimación realizada.
34	
	tes del parámetro $\mu$ .
35	Para un grado de confianza elegido y un tamaño de muestra dado, todos los intervalos que
	se construyan para la media de una población de varianza conocida $\sigma^2$ , a partir de mues-
26	tras diferentes, serán del mismo ancho.
36	
37	tamaño de la muestra seleccionada y del nivel de confianza elegido. El tamaño de la muestra seleccionada para estimar la media de una población mediante un
···	intervalo de confianza, depende del error de estimación especificado.

36	Debemos hacer una distinción al calcular las estimaciones del intervalo de confianza para
	la media de una población, entre los casos de desviación estándar de la población conoci-
	da o desconocida.
39	Para estimar la media de una población cualquiera con desviación estándar desconocida,
	se usa la distribución muestral de la variable aleatoria <i>T</i> , con distribución <i>t</i> de Student.
40	El uso de la distribución t de Student no tiene restricciones respecto de la distribución de
<del></del>	la población muestreada.
<i>1</i> 1	•
41	En estadística, se dice que trabajamos con muestras grandes cuando el tamaño de las
40	mismas es por lo menos igual a 30.
42	Cuando el tamaño de la muestra seleccionada de una población es mayor que treinta, la
	varianza muestral es un buen estimador puntual de la media de dicha población.
43	Al realizar una estimación por intervalos de la media de una población con desviación
	estándar conocida, a partir de muestras de tamaño n fijo, el máximo error de estimación
	para un grado de confianza dado, tiene siempre el mismo valor numérico.
44	Cuando se desconoce la varianza de una población normal y se desea efectuar una esti-
	mación por intervalos de la media poblacional a partir de una muestra pequeña de tamaño
	n, se debe utilizar la distribución $t$ , con $n-1$ grados de libertad.
	n, se debe diffizar la distribución i, con n — i grados de fibertad.
Error de	e estimación. Error estándar de una estimación puntual
45	Se denomina error de estimación, al valor absoluto de la diferencia entre la estimación
	puntual y el verdadero valor del parámetro a estimar.
46	El máximo error de estimación de la media de una población depende solamente del gra-
	do de confianza elegido para realizar la estimación.
47.	El error estándar de un estimador es su desviación estándar, por ejemplo, el error estándar
• , , •	de la media muestral viene dado por el cociente $\sigma/\sqrt{n}$ .
	de la media muestrar viene dado por el cociente o/ vn.
<b>.</b>	
	estras: estimación de la diferencia entre dos medias
	estras: estimación de la diferencia entre dos medias
48	estras: estimación de la diferencia entre dos medias  La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias.
48	estras: estimación de la diferencia entre dos medias  La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias.  Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferen-
48	estras: estimación de la diferencia entre dos medias  La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias.  Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, $+3,43 < \mu_1 - \mu_2 < +8,57$ , se debe interpretar, con un
48	estras: estimación de la diferencia entre dos medias. La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias. Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, $+3,43 < \mu_1 - \mu_2 < +8,57$ , se debe interpretar, con un grado de confianza dado, que la media $\mu_2$ es mayor que la media $\mu_1$ .
48	estras: estimación de la diferencia entre dos medias. La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias. Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, $+3,43 < \mu_1 - \mu_2 < +8,57$ , se debe interpretar, con un grado de confianza dado, que la media $\mu_2$ es mayor que la media $\mu_1$ . No es correcto que el cálculo de un intervalo de confianza para la diferencia de las medias
48 49 50	estras: estimación de la diferencia entre dos medias. La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias. Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, $+3,43 < \mu_1 - \mu_2 < +8,57$ , se debe interpretar, con un grado de confianza dado, que la media $\mu_2$ es mayor que la media $\mu_1$ . No es correcto que el cálculo de un intervalo de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, arroje resultados con extremos del intervalo negativos.
48 49 50	estras: estimación de la diferencia entre dos medias. La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias. Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, $+3,43 < \mu_1 - \mu_2 < +8,57$ , se debe interpretar, con un grado de confianza dado, que la media $\mu_2$ es mayor que la media $\mu_1$ . No es correcto que el cálculo de un intervalo de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, arroje resultados con extremos del intervalo negativos. En la construcción de intervalos de confianza para estimar la diferencia entre dos medias
48 49 50	estras: estimación de la diferencia entre dos medias  La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias.  Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, $+3,43 < \mu_1 - \mu_2 < +8,57$ , se debe interpretar, con un grado de confianza dado, que la media $\mu_2$ es mayor que la media $\mu_1$ .  No es correcto que el cálculo de un intervalo de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, arroje resultados con extremos del intervalo negativos.  En la construcción de intervalos de confianza para estimar la diferencia entre dos medias poblacionales, de acuerdo a la información disponible, se pueden utilizar la distribución
48 49 50	estras: estimación de la diferencia entre dos medias. La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias. Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, $+3,43 < \mu_1 - \mu_2 < +8,57$ , se debe interpretar, con un grado de confianza dado, que la media $\mu_2$ es mayor que la media $\mu_1$ . No es correcto que el cálculo de un intervalo de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, arroje resultados con extremos del intervalo negativos. En la construcción de intervalos de confianza para estimar la diferencia entre dos medias
48 49 50	estras: estimación de la diferencia entre dos medias  La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias.  Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, $+3,43 < \mu_1 - \mu_2 < +8,57$ , se debe interpretar, con un grado de confianza dado, que la media $\mu_2$ es mayor que la media $\mu_1$ .  No es correcto que el cálculo de un intervalo de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, arroje resultados con extremos del intervalo negativos.  En la construcción de intervalos de confianza para estimar la diferencia entre dos medias poblacionales, de acuerdo a la información disponible, se pueden utilizar la distribución
48 49 50 51	La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias. Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, $+3,43 < \mu_1 - \mu_2 < +8,57$ , se debe interpretar, con un grado de confianza dado, que la media $\mu_2$ es mayor que la media $\mu_1$ . No es correcto que el cálculo de un intervalo de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, arroje resultados con extremos del intervalo negativos. En la construcción de intervalos de confianza para estimar la diferencia entre dos medias poblacionales, de acuerdo a la información disponible, se pueden utilizar la distribución normal estándar o la distribución $t$ .
48 49 50 51	La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias. Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, $+3,43 < \mu_1 - \mu_2 < +8,57$ , se debe interpretar, con un grado de confianza dado, que la media $\mu_2$ es mayor que la media $\mu_1$ . No es correcto que el cálculo de un intervalo de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, arroje resultados con extremos del intervalo negativos. En la construcción de intervalos de confianza para estimar la diferencia entre dos medias poblacionales, de acuerdo a la información disponible, se pueden utilizar la distribución normal estándar o la distribución $t$ .
48 49 50 51	La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias. Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, $+3,43 < \mu_1 - \mu_2 < +8,57$ , se debe interpretar, con un grado de confianza dado, que la media $\mu_2$ es mayor que la media $\mu_1$ . No es correcto que el cálculo de un intervalo de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, arroje resultados con extremos del intervalo negativos. En la construcción de intervalos de confianza para estimar la diferencia entre dos medias poblacionales, de acuerdo a la información disponible, se pueden utilizar la distribución normal estándar o la distribución $t$ .
48 49 50 51 <i>Una solo</i> 52	estras: estimación de la diferencia entre dos medias  La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias.  Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, $+3,43 < \mu_1 - \mu_2 < +8,57$ , se debe interpretar, con un grado de confianza dado, que la media $\mu_2$ es mayor que la media $\mu_1$ .  No es correcto que el cálculo de un intervalo de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, arroje resultados con extremos del intervalo negativos.  En la construcción de intervalos de confianza para estimar la diferencia entre dos medias poblacionales, de acuerdo a la información disponible, se pueden utilizar la distribución normal estándar o la distribución $t$ .  A muestra: estimación de una proporción  Un estimador puntual de la proporción $p$ en un experimento binomial está dado por la estadística $\hat{P} = X / n$ , donde $X$ representa el número de éxitos en $p$ pruebas.
48 49 50 51	estras: estimación de la diferencia entre dos medias  La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias.  Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, $+3,43 < \mu_1 - \mu_2 < +8,57$ , se debe interpretar, con un grado de confianza dado, que la media $\mu_2$ es mayor que la media $\mu_1$ .  No es correcto que el cálculo de un intervalo de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, arroje resultados con extremos del intervalo negativos.  En la construcción de intervalos de confianza para estimar la diferencia entre dos medias poblacionales, de acuerdo a la información disponible, se pueden utilizar la distribución normal estándar o la distribución $t$ .  A muestra: estimación de una proporción  Un estimador puntual de la proporción $p$ en un experimento binomial está dado por la estadística $\hat{P} = X / n$ , donde $X$ representa el número de éxitos en $n$ pruebas.  Cuando el tamaño $n$ de la muestra es pequeño y la proporción desconocida $p$ es cercana al
48 49 50 51 <i>Una solo</i> 52	estras: estimación de la diferencia entre dos medias. La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias. Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, $+3,43 < \mu_1 - \mu_2 < +8,57$ , se debe interpretar, con un grado de confianza dado, que la media $\mu_2$ es mayor que la media $\mu_1$ . No es correcto que el cálculo de un intervalo de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, arroje resultados con extremos del intervalo negativos. En la construcción de intervalos de confianza para estimar la diferencia entre dos medias poblacionales, de acuerdo a la información disponible, se pueden utilizar la distribución normal estándar o la distribución $t$ .  A muestra: estimación de una proporción  Un estimador puntual de la proporción $p$ en un experimento binomial está dado por la estadística $\hat{P} = X / n$ , donde $X$ representa el número de éxitos en $p$ pruebas. Cuando el tamaño $p$ de la muestra es pequeño y la proporción desconocida $p$ es cercana al valor cero o al valor uno, el procedimiento visto en el texto de referencia que permite la
48 49 50 51 <i>Una solo</i> 52	estras: estimación de la diferencia entre dos medias  La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias.  Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, $+3,43 < \mu_1 - \mu_2 < +8,57$ , se debe interpretar, con un grado de confianza dado, que la media $\mu_2$ es mayor que la media $\mu_1$ .  No es correcto que el cálculo de un intervalo de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, arroje resultados con extremos del intervalo negativos.  En la construcción de intervalos de confianza para estimar la diferencia entre dos medias poblacionales, de acuerdo a la información disponible, se pueden utilizar la distribución normal estándar o la distribución $t$ .  A muestra: estimación de una proporción  Un estimador puntual de la proporción $p$ en un experimento binomial está dado por la estadística $\hat{P} = X / n$ , donde $X$ representa el número de éxitos en $n$ pruebas.  Cuando el tamaño $n$ de la muestra es pequeño y la proporción desconocida $p$ es cercana al
48 49 50 51 <b>Una solo</b> 52 53	estras: estimación de la diferencia entre dos medias. La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias. Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, $+3,43 < \mu_1 - \mu_2 < +8,57$ , se debe interpretar, con un grado de confianza dado, que la media $\mu_2$ es mayor que la media $\mu_1$ . No es correcto que el cálculo de un intervalo de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, arroje resultados con extremos del intervalo negativos. En la construcción de intervalos de confianza para estimar la diferencia entre dos medias poblacionales, de acuerdo a la información disponible, se pueden utilizar la distribución normal estándar o la distribución $t$ .  A muestra: estimación de una proporción  Un estimador puntual de la proporción $p$ en un experimento binomial está dado por la estadística $\hat{P} = X / n$ , donde $X$ representa el número de éxitos en $p$ pruebas. Cuando el tamaño $p$ de la muestra es pequeño y la proporción desconocida $p$ es cercana al valor cero o al valor uno, el procedimiento visto en el texto de referencia que permite la
48 49 50 51 <b>Una solo</b> 52 53	estras: estimación de la diferencia entre dos medias  La interpretación de un intervalo de confianza para la diferencia entre dos medias poblacionales, se puede extender a una comparación de las dos medias.  Dado el siguiente resultado de una estimación por intervalos de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, $+3,43 < \mu_1 - \mu_2 < +8,57$ , se debe interpretar, con un grado de confianza dado, que la media $\mu_2$ es mayor que la media $\mu_1$ .  No es correcto que el cálculo de un intervalo de confianza para la diferencia de las medias de dos poblaciones, arroje resultados con extremos del intervalo negativos.  En la construcción de intervalos de confianza para estimar la diferencia entre dos medias poblacionales, de acuerdo a la información disponible, se pueden utilizar la distribución normal estándar o la distribución $t$ .  A muestra: estimación de una proporción  Un estimador puntual de la proporción $p$ en un experimento binomial está dado por la estadística $\hat{P} = X / n$ , donde $X$ representa el número de éxitos en $p$ pruebas.  Cuando el tamaño $p$ de la muestra es pequeño y la proporción desconocida $p$ es cercana al valor cero o al valor uno, el procedimiento visto en el texto de referencia que permite la construcción del intervalo de confianza, no es confiable y por lo tanto no se debe utilizar.

Dos mu	estras: estimación de la diferencia entre dos proporciones
55	·
56	Cuando el tamaño de las muestras seleccionadas de dos poblaciones es pequeño, la construcción de un intervalo de confianza para la diferencia entre las dos proporciones poblacionales, requiere la utilización de la distribución <i>t</i> .
57	Al estimar un intervalo de confianza para la diferencia entre dos proporciones poblaciona- les, las muestras aleatorias independientes seleccionadas de cada población, siempre de- ben tener el mismo tamaño.
Una sol	a muestra: estimación de la varianza
58	Para establecer una estimación por intervalos de la varianza poblacional $\sigma^2$ , se utiliza una estadística que tiene distribución $t$ .
59	Al construir una estimación por intervalos de la varianza poblacional $\sigma^2$ , no tiene importancia la distribución de la población estudiada.
60	El ancho del intervalo de confianza para estimar la varianza de una población, depende del tamaño de la muestra aleatoria seleccionada.
61	Cuando se tiene una muestra aleatoria pequeña, se acepta el empleo de la distribución $t$ en la construcción de intervalos de confianza para estimar la varianza de una población.
Dos mu	estras: estimación de la razón de dos varianzas
62	Para la estimación por intervalos del cociente de las varianzas de dos poblaciones cualesquiera, $\sigma_1^2/\sigma_2^2$ , se utiliza una estadística que tiene distribución $F$ .
63	Cuando el intervalo de confianza obtenido al estimar el cociente de las varianzas de dos poblaciones normales, contiene al valor cero, es correcto suponer que $\sigma_{I^2} = \sigma_{2^2}$ , con un grado de confianza determinado.
64	Al realizar la estimación por intervalos del cociente de varianzas de dos poblaciones, las muestras aleatorias deben extraerse de poblaciones normales y ser independientes.
Aplicaci	iones
65	Se lleva a cabo un estudio para determinar si cierto tratamiento metálico tiene algún efecto sobre la cantidad de metal que se elimina en una operación de decapado. Se sumerge una muestra aleatoria de 100 piezas en un baño por 24 horas sin el tratamiento, lo que da un promedio de 12,2 milímetros eliminados de metal y una desviación estándar de 1,1 milímetros. Una segunda muestra de 200 piezas se somete al tratamiento, seguido de 24 horas de inmersión en el baño, lo que da como resultado una eliminación promedio de 9,1 milímetros de metal con una desviación estándar de 0,9 milímetros. Para verificar si el tratamiento reduce la cantidad media de metal eliminado se puede plantear un intervalo de confianza para la media de dos poblaciones, utilizando la distribución $F$ con 99 grados de libertad en el numerador y 199 grados de libertad en el denominador.
66	Una máquina produce piezas metálicas de forma cilíndrica. Se toma una muestra aleatoria de las piezas y los diámetros, medidos en centímetros, son 1,01-0,97-1,03-1,04-0,99-0,98-0,99-1,01-1,03. Se acepta que el diámetro de las piezas de esta máquina tiene una distribución normal. Para construir un intervalo de confianza del 99% para la varianza poblacional de las piezas, se utiliza la distribución ji cuadrada con 8 grados de libertad.



# Unidad Temática 6: Pruebas de hipótesis de una y dos muestras

Conce	ptos generales
1	
	nes.
2	Para probar una hipótesis estadística tomamos una muestra aleatoria de la población en estudio y utilizamos los datos de la muestra para proporcionar evidencia que apoye o no la hipótesis.
3	
4	Las hipótesis son siempre proposiciones sobre la muestra de la población o distribución en estudio.
5	Una hipótesis nula apropiada para probar que la media de una población es igual a 40, sería la siguiente: $H_0$ : $\overline{X} = 40$ .
6	clusión errónea.
7	evidencia para rechazarla.
8	de la prueba de modo de llegar a la opinión en la forma de rechazo de una hipótesis.
9	$con H_0$ .
10	se denota con H <sub>1</sub> .
11	quier valor no especificado por la hipótesis alternativa.
12	La estructura de la hipótesis nula se plantea de modo que se especifique un valor exacto del parámetro (o contenga la igualdad), mientras que la hipótesis alternativa permite la posibilidad de varios valores.
Prueh	a de una hipótesis estadística
	La prueba de hipótesis involucra la toma de una muestra aleatoria, el cálculo de un <i>esta-dístico de prueba</i> a partir de los datos muestrales y luego el uso de este estadístico para tomar una decisión sobre la hipótesis nula.
14	Una vez planteada la estructura de la prueba de hipótesis, el rango del estadístico de prueba queda dividido en dos regiones, denominadas región crítica y región de aceptación. Las fronteras entre las regiones crítica y de aceptación reciben el nombre de valores críticos.
15	_ El <i>error de tipo I</i> se define como la probabilidad de rechazar la hipótesis nula, cuando ésta es verdadera.
16	_ El error de tipo II se define como la aceptación de la hipótesis nula, cuando ésta es falsa.
	_ Se denomina <i>nivel de significancia</i> a la probabilidad de cometer un error de tipo I y se denota con la letra griega α.
18	_ Al nivel de significancia también suele llamársele tamaño de la región crítica.
	Para calcular la probabilidad de cometer un error de tipo II, no es necesario plantear una hipótesis alternativa específica.

20	Idealmente, deberíamos utilizar un procedimiento de prueba en el que los errores tipo I y
	tipo II sean pequeños.
21	Si el nivel de significancia de una prueba de hipótesis es $\alpha = 0.01$ , significa que, si la hi-
	pótesis nula es cierta, existe una probabilidad igual a 0,01 de rechazarla.
22	Si la hipótesis nula de una prueba es cierta, la probabilidad de cometer un error de tipo II
	es nula.
23	La probabilidad de cometer simultáneamente los errores de tipo I y II en una prueba de
	hipótesis, está dado por el producto α.β, puesto que los errores son independientes.
24	Para calcular la probabilidad de cometer un error de tipo II, que se denota con la letra
	griega β, es necesario tener una hipótesis alternativa específica, esto es, debe proponerse
	un valor específico del parámetro que se prueba.
25	El tamaño de la región crítica y, en consecuencia, la probabilidad α de cometer un error
23	tipo I, siempre pueden reducirse mediante una selección apropiada de los valores críticos.
26	Al probar la hipótesis nula $H_0$ : $\theta = 70$ , frente a la hipótesis alternativa $H_1$ : $\theta > 70$ , para un
20	tamaño de muestra fijo, una disminución en la probabilidad de cometer error de tipo I, da
	como resultado un aumento en la probabilidad de cometer un error del tipo II.
27	Establecidos el o los valores críticos, en general, un aumento del tamaño de la muestra
27	•
20	aumenta tanto a $\alpha$ como a $\beta$ .
28	Cuando la hipótesis nula es falsa, β aumenta a medida que el valor verdadero del paráme-
	tro se acerca al valor hipotético propuesto por la hipótesis nula. Mientras mayor sea la di-
	ferencia entre el valor real del parámetro y el hipotético, β será menor.
29	Si la hipótesis nula es falsa, $\beta$ es un máximo cuando el valor real de un parámetro coinci-
	de con el valor hipotético.
30	Si graficamos las probabilidades de aceptación de H <sub>0</sub> que corresponden a diversas alterna-
	tivas para ì, incluido el valor especificado por H <sub>0</sub> , y unimos todos los puntos mediante
	una curva suave, obtenemos la curva de operación característica del criterio de prueba, o
	simplemente curva CO.
31	La probabilidad de aceptación de $H_0$ cuando es verdadera es simplemente $(1 - \alpha)$ .
32	
	na alternativa específica es verdadera.
	La <i>potencia</i> de una prueba se puede calcular como $(1 - \beta)$ .
34	La potencia de una prueba puede interpretarse como la probabilidad de rechazar de mane-
	ra correcta una hipótesis nula falsa.
35	La potencia de una prueba es una medida muy descriptiva y concisa de la sensibilidad de
	una prueba estadística, donde se entiende por sensibilidad a la capacidad de una prueba
	para "detectar diferencias".
36	Por definición, error de tipo II es la probabilidad de aceptar una hipótesis nula cuando
	ésta es falsa.
37	El error de tipo I consiste en rechazar la hipótesis nula cuando ésta es falsa.
38	El error de tipo II consiste en aceptar la hipótesis nula cuando ésta es verdadera.
39	El error de tipo I siempre es un valor comprendido entre 0,01 y 0,05.
40	El nivel de significancia en una prueba de hipótesis permanece insensible al tamaño de la
	muestra.
41	Las pruebas de hipótesis sólo son aplicables a distribuciones normales.
	Para un tamaño de muestra dado, al pasar de un nivel de significancia de 0,01 a 0,05 au-
	mentamos el riesgo de cometer un error de tipo I y disminuimos el riesgo de cometer un
	error de tipo II.

43	Cuando el ingeniero utiliza un nivel de significancia igual a 0,01 en sus experimentos en
44	inferencia estadística, significa que el 1% de las veces rechazará la hipótesis nula. Si se acepta la hipótesis nula al nivel de significancia de 0,05, la probabilidad de cometer
44	un error de tipo II siempre será igual a 0,95.
45	Un nivel de significancia de 0,01 significa que, en promedio, una de cada cien veces que
15	la hipótesis nula sea cierta, la rechazaremos.
46.	Al diseñar una prueba de hipótesis, el investigador sólo puede controlar el error de tipo I
	o el error de tipo II, pero no hay modo de controlar los dos simultáneamente.
47	Las pruebas de hipótesis sólo pueden ser utilizadas para hacer inferencias sobre las me-
	dias de las poblaciones.
49	Cuando el ingeniero utiliza un nivel de significancia igual a 0,05 en sus experimentos en
	inferencia estadística, significa que habrá rechazado indebidamente la hipótesis nula sólo el 5% de las veces.
Pruebas	de una y dos colas
50	A veces, la región crítica para la hipótesis alternativa $\theta > \theta_0$ se encuentra en la cola dere-
	cha de la distribución de la estadística de prueba.
51	Al observar el símbolo de la desigualdad de la hipótesis alternativa, éste apunta en la di-
	rección de la región crítica.
52	Una prueba con hipótesis alternativa bilateral del tipo $\theta \neq \theta_0$ , se llama prueba de dos co-
	las, pues la región crítica se divide en dos partes, las que a menudo tienen probabilidades
52	iguales que se colocan en cada cola de la distribución de la estadística de prueba.
53	La posición de la región crítica se puede determinar sólo después de establecer la hipótesis alternativa.
54	Para determinar cuál hipótesis se establecerá como $H_0$ y cuál como $H_1$ , si la afirmación
J4	sugiere una sola dirección como mayor que, menor que, superior a, inferior a, entonces
	H <sub>1</sub> se debe establecer con el uso del símbolo de desigualdad que corresponda a la direc-
	ción sugerida (< o >).
55	Para determinar cuál hipótesis se establecerá como $H_0$ y cuál como $H_1$ , si la afirmación no
	sugiere ninguna, entonces $H_I$ se establece con el signo de diferente $(\neq)$ .
Uso de 1	valores P para la toma de decisiones
56	Si no se tiene en mente un nivel de significancia $\alpha$ preseleccionado, es imposible sacar
	conclusiones en una prueba de hipótesis.
57	La preselección de un nivel de significancia α tiene sus raíces en la filosofía de que se
	debe controlar el riesgo máximo de cometer un error de tipo I.
58	La aproximación del valor P se diseña para dar al usuario una alternativa, en términos de
50	probabilidad, a la simple conclusión de rechazo o no rechazo.
39	Un valor P es el nivel de significancia más bajo en el que el valor observado de la estadís-
60	tica de prueba es significativo.
00	El valor <i>P</i> de una prueba de hipótesis se puede calcular independientemente del nivel de significancia elegido.
61	El valor <i>P</i> de una prueba de hipótesis nunca resulta mayor que el nivel de significancia.

Estadística Técnica AUTOEVALUACIONES 30

### Respuestas de las Autoevaluaciones

Las respuestas están ordenadas por Unidades Temáticas. Las mismas se entregan para que sirvan de ayuda durante el autoaprendizaje. En primer lugar coloca tu respuesta en la autoevaluación. Si después de responder, tu respuesta no coincide con la que aquí te entregamos, trata de reconsiderar tu razonamiento sobre la afirmación. Finalmente, si después de tal reconsideración no estás de acuerdo con la respuesta que aquí se encuentra, **no dudes en preguntar**, juntos consideraremos la solución.

¡No trates de memorizar respuestas! Razona siempre antes de contestar.

Después de razonar y contestar cada afirmación, practica justificar tu respuesta.

	Unidades Temáticas									
Ítem	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	F	V	V	V	V	V	V	F	F	V
2	V	V	V	V	F	F	F	F	V	V
3	F	F	F	F	F	V	V	V	V	F
4	V	V	V	V	F	V	F	V	V	F
5	F	F	V	F	F	V	V	V	F	F
6	F	V	V	F	F	V	<b>V</b>	F	F	V
7	F	F	F	F	V	F		F	F	V
8	F	V	F	F	V	V		V	F	V
9	F	V	V	V	F	V		F	V	V
10	V	F	V	F	V	V		F	F	V
11	F	V	F	F	V	V		V	V	V
<i>12</i>	V	V	V	V	V	V		V	F	V
<i>13</i>	V	F	V	V	F	V		F	F	V
14	V	F	F	V	F	F		V	V	V
<i>15</i>	F	V	V	F	V	V		V	V	F
<i>16</i>	V	F	V	F	V	V		F	V	V
<i>17</i>	F	V	V	V	F	F		V	F	V
<i>18</i>	F	V	V	V	V	V		F	F	V
19	V	F	V	V	V	F		V	F	F
<i>20</i>	F	V	F	V	V	V		V	F	V
21	V	V	V	V	V	V		V	F	V
22	F	F	F	F	F	V		F	F	V
23	V	F	F	V	F	F		V	F	F
<i>24</i>	F	F	F	V	V	V		V	V	V
<i>25</i>	F	F	V	F	F	V		F	V	V
<i>26</i>	V	V	V	V	F	F		V	V	V
<i>27</i>	V	F	V	V	F	V		V	F	F
28	F	V	F	F	V	F		V	V	V
29	V	F	F	V	V	V		V	F	V
<i>30</i>	V	F	F	V	F	V		V	V	V
31	F	F	F	F	F	V		F	F	V
32	F	V	F	F	V	V		F	V	V
33	V	F	V	V	V	V		V	F	V
34	V	F	V	F	V	V		V	V	V
<i>35</i>	V	V	F	F	F	V		V	V	V

ĺ	Unidades Temáticas									
Ítem	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
36	V	F	V	F	F	V		V	V	F
37	V	F	V	V	F	V		V	V	F
38	V		V	V	F	F		V	V	F
<i>39</i>	F		F	V	F	F		V	F	F
40	V		V	F	V	V		F	F	F
41			F	F	V	V		V	V	F
<i>42</i>			F		F	V		V	F	V
<i>43</i>			V		V	F		F	V	F
44			V		F	V		F	V	F
45			F		V	V		F	V	V
46			F		V	V		V	F	F
47			V		F	V		V	V	F
48 40			V		F	F		V	V	F
49 50			F		F V	V		V	F F	V F
50 51			V		V	V		V	V	V
52			F		V	F		V	V	V
<i>53</i>			F		F	F		V	V	V
<i>54</i>			F		V	V		V	F	V
<i>55</i>			V		F	F		V	V	V
<i>56</i>			V		V	V		V	F	F
57			V		V	V		V	F	V
58			F		V	F		V	F	V
<i>59</i>			F		F	V		F	F	V
<i>60</i>			V		V	V		V	V	V
<i>61</i>			F		F	F		F	F	F
<i>62</i>			V		F	F		V	F	
<i>63</i>			V		F			V	F	
64			F		V			V	V	
65			F		F			F	F	
66			F					F	V	
67			F					V	V	
68			V						F	
<i>69</i>			V							
70 71			V							
71 72			V							
73			F							
7 <i>4</i>			V							
<i>75</i>			V							
<i>76</i>			V							
77			F							
<i>78</i>			F							
. 3										