

Actividad 6

Saúl Francisco Vázquez del Río

2024-08-16

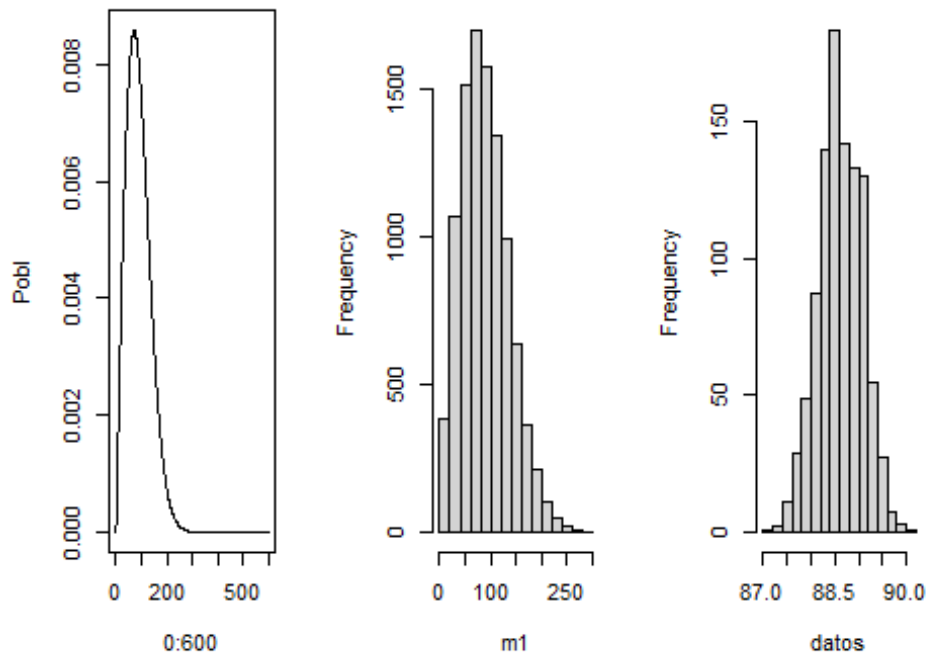
1. Ensayando Distruciones

A

Ejercutar el siguiente código de R: DistrsM_enR.txt Download DistrsM_enR.txt. Se esperan tres gráficas, interprete cada una de ellas. Se usa una distribución Weibull, con parámetros $\alpha = 2$ y $\beta = 100$.

```
par(mfrow=c(1,3))
# Graficando una distribucion Weibull de alfa =2, beta = 100
Pobl = dweibull(0:600,2, 100)
plot(0:600,Pobl, type="l", main = "Poblacion con distribucion Weibull
alfa
=2, beta = 100")
# Tomando una muestra de 10000 elementos tomados al azar
m1 = rweibull(10000, 2, 100)
hist(m1, main = "Una muestra de tamano 10000")
# Tomando 1000 promedios de Las 1000 muestras como La anterior
m = rweibull(10000,2,100)
prom=mean(m)
datos=prom
for(i in 1:999) {
m = rweibull(10000,2,100)
prom=mean(m)
datos=rbind(datos,prom) }
hist(datos, main="Grafica de los promedios de 1000 muestras de tamano
10,000")
```

Generación con distribución Weibull. Una muestra de tamaño 10,000 promedios de 1000 muestras de tamaño 10,000



B

Cálcula el sesgo y la curtosis de la muestra de tamaño 10000. Aplica una prueba de hipótesis de normalidad. Concluye sobre la normalidad de los datos de la muestra.

```
library(nortest)
library(moments)

# Sesgo y curtosis para la muestra de tamaño 10000
sesgo_m1 <- skewness(m1)
curtosis_m1 <- kurtosis(m1)

# Prueba de normalidad (Anderson-Darling)
ad_test_m1 <- ad.test(m1)

sesgo_m1
## [1] 0.6067355

curtosis_m1
## [1] 3.175259

ad_test_m1
##
## Anderson-Darling normality test
##
```

```
## data: m1
## A = 53.782, p-value < 2.2e-16
```

C

Calcula el sesgo y la curtosis de las medias de las 1000 muestras. Aplica la misma prueba de normalidad que aplicaste a la muestra de tamaño 10000. Concluye sobre la normalidad de las medias de las muestras.

```
# Sesgo y curtosis para Las medias de Las 1000 muestras
sesgo_medias <- skewness(datos)
curtosis_medias <- kurtosis(datos)

# Prueba de normalidad (Shapiro-Wilk) para Las medias
shapiro_test_medias <- shapiro.test(datos)

sesgo_medias
## [1] -0.06380615

curtosis_medias
## [1] 2.805428

shapiro_test_medias
##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data: datos
## W = 0.99811, p-value = 0.3319
```

D

Repite el procedimiento A, B y C para otras dos distribuciones que no sean simétricas. Puedes cambiar los valores de alfa y beta para lograr sesgo diferente o puedes ensayar con otra distribución, como la uniforme (punif y runif). Interpreta los resultados.

A2

Ejercutar el siguiente código de R: DistsM_enR.txt Download DistsM_enR.txt. Se esperan tres gráficas, interprete cada una de ellas. Se usa una distribución Weibull, con parámetros alfa = 2 y beta = 100.

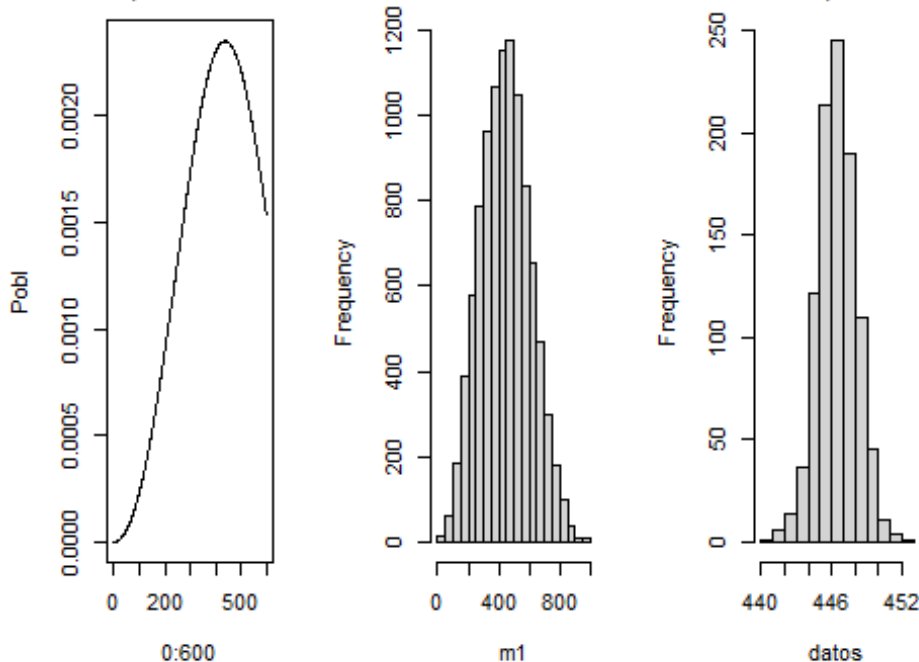
```
par(mfrow=c(1,3))
# Graficando una distribucion Weibull de alfa =3, beta = 500
Pobl = dweibull(0:600,3, 500)
plot(0:600,Pobl, type="l", main = "Poblacion con distribucion Weibull
alfa
=3, beta = 500")
# Tomando una muestra de 10000 elementos tomados al azar
```

```

m1 = rweibull(10000, 3, 500)
hist(m1, main = "Una muestra de tamaño 10000")
# Tomando 1000 promedios de Las 1000 muestras como La anterior
m = rweibull(10000,3,500)
prom=mean(m)
datos=prom
for(i in 1:999) {
  m = rweibull(10000,3,500)
  prom=mean(m)
  datos=rbind(datos,prom) }
hist(datos, main="Grafica de los promedios de 1000 muestras de tamaño
10,000")

```

ación con distribución Weibull, $\alpha = 3$, $\beta = 500$ Una muestra de tamaño 10,000



B2

Cálcula el sesgo y la curtosis de la muestra de tamaño 10000. Aplica una prueba de hipótesis de normalidad. Concluye sobre la normalidad de los datos de la muestra.

```

library(nortest)
library(moments)

# Sesgo y curtosis para La muestra de tamaño 10000
sesgo_m1 <- skewness(m1)
curtosis_m1 <- kurtosis(m1)

# Prueba de normalidad (Anderson-Darling)
ad_test_m1 <- ad.test(m1)

```

```

sesgo_m1
## [1] 0.1562317

curtosis_m1
## [1] 2.653395

ad_test_m1
##
## Anderson-Darling normality test
##
## data:  m1
## A = 6.573, p-value = 4.098e-16

```

C2

Calcula el sesgo y la curtosis de las medias de las 1000 muestras. Aplica la misma prueba de normalidad que aplicaste a la muestra de tamaño 10000. Concluye sobre la normalidad de las medias de las muestras.

```

# Sesgo y curtosis para Las medias de Las 1000 muestras
sesgo_medias <- skewness(datos)
curtosis_medias <- kurtosis(datos)

# Prueba de normalidad (Shapiro-Wilk) para Las medias
shapiro_test_medias <- shapiro.test(datos)

sesgo_medias
## [1] 0.08033676

curtosis_medias
## [1] 3.383751

shapiro_test_medias
##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data:  datos
## W = 0.99768, p-value = 0.1718

```

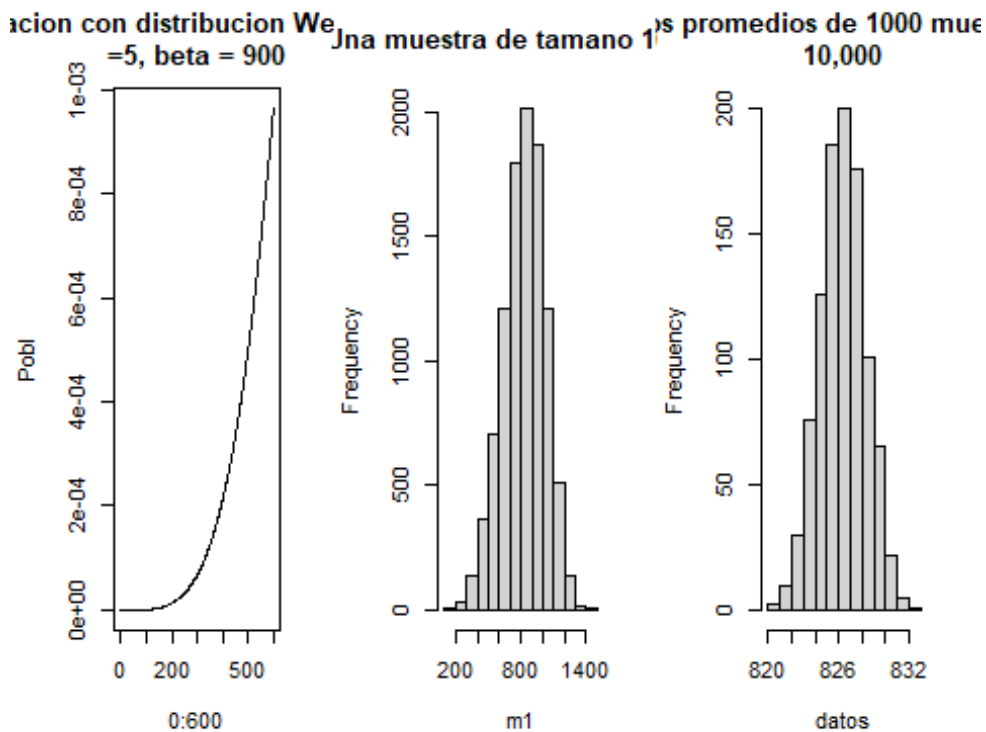
A3

Ejecutar el siguiente código de R: DistrsM_enR.txt Download DistrsM_enR.txt. Se esperan tres gráficas, interprete cada una de ellas. Se usa una distribución Weibull, con parámetros $\alpha = 2$ y $\beta = 100$.

```

par(mfrow=c(1,3))
# Graficando una distribucion Weibull de alfa =5, beta = 900
Pobl = dweibull(0:600,5, 900)
plot(0:600,Pobl, type="l", main = "Poblacion con distribucion Weibull
alfa
=5, beta = 900")
# Tomando una muestra de 10000 elementos tomados al azar
m1 = rweibull(10000, 5, 900)
hist(m1, main = "Una muestra de tamaño 10000")
# Tomando 1000 promedios de Las 1000 muestras como La anterior
m = rweibull(10000,5,900)
prom=mean(m)
datos=prom
for(i in 1:999) {
m =rweibull(10000,5,900)
prom=mean(m)
datos=rbind(datos,prom) }
hist(datos, main="Grafica de los promedios de 1000 muestras de tamaño
10,000")

```



B3

Cálcula el sesgo y la curtosis de la muestra de tamaño 10000. Aplica una prueba de hipótesis de normalidad. Concluye sobre la normalidad de los datos de la muestra.

```

library(nortest)
library(moments)

```

```
# Sesgo y curtosis para la muestra de tamaño 10000
sesgo_m1 <- skewness(m1)
curtosis_m1 <- kurtosis(m1)
```

```
# Prueba de normalidad (Anderson-Darling)
ad_test_m1 <- ad.test(m1)
```

```
sesgo_m1
```

```
## [1] -0.254305
```

```
curtosis_m1
```

```
## [1] 2.899992
```

```
ad_test_m1
```

```
##
```

```
## Anderson-Darling normality test
```

```
##
```

```
## data: m1
```

```
## A = 10.934, p-value < 2.2e-16
```

C3

Calcula el sesgo y la curtosis de las medias de las 1000 muestras. Aplica la misma prueba de normalidad que aplicaste a la muestra de tamaño 10000. Concluye sobre la normalidad de las medias de las muestras.

```
# Sesgo y curtosis para las medias de las 1000 muestras
sesgo_medias <- skewness(datos)
curtosis_medias <- kurtosis(datos)
```

```
# Prueba de normalidad (Shapiro-Wilk) para las medias
shapiro_test_medias <- shapiro.test(datos)
```

```
sesgo_medias
```

```
## [1] -0.02298928
```

```
curtosis_medias
```

```
## [1] 2.809586
```

```
shapiro_test_medias
```

```
##
```

```
## Shapiro-Wilk normality test
```

```
##
```

```
## data: datos
```

```
## W = 0.99906, p-value = 0.9017
```

E

Concluye sobre las semejanzas y diferencias entre los tres gráficos generados en cada una de las tres distribuciones teóricas.

La diferencia más notable que veo de los tres graficos es que conforme aumenta el alfa y el beta los graficos se iran mostrando más a la derecha teniendo una tendencia hacia la izquierda

La semejanza que note fue que en los tres graficos, el grafico que esta en la derecha nunca cambio aunque aumentara el alfa y el beta

2.Remaches

La resistencia a la ruptura de un remache tiene un valor medio de 10,000 lb/pulg² y una desviación estándar de 500 lb/pulg². Si se sabe que la población se distribuye normalmente,

x: Resistencia a la ruptura de un remache

$X \sim N(\mu = 10000, \sigma = 500)$

A

¿Cuál es la probabilidad de que la tomar un remache al azar de esa población, éste tenga una resistencia a la ruptura que esté a 100 unidades alrededor de la media? ¿a cuántas desviaciones estándar está de la media?

$P(9900 < X < 10100)$

```
p1 = pnorm(10100, 10000, 500) - pnorm(9900, 10000, 500)
cat("P(9900 < X < 10100)=", p1)

## P(9900 < X < 10100)= 0.1585194

z = (10100 - 10000) / 500
cat(" z = ", z)

## z = 0.2
```

B

¿Cuál es la probabilidad de que la resistencia media a la ruptura de la muestra aleatoria de 120 remaches esté 100 unidades alrededor de su media? ¿a cuántas desviaciones estándar está de la media?

$P(9900 < \bar{x} < 10100)$

$\bar{X} \sim N(\mu = 10000, \sigma = 500/\sqrt{120})$


```
p2 = pnorm(10100, 10000, 500/sqrt(120)) - pnorm(9900, 10000,
500/sqrt(120))
cat("P(9900 < X < 10100)=", p2)

## P(9900 < X < 10100)= 0.9715403

z = (10100 - 10000) / (500/sqrt(120))
cat(" z = ", z)

## z = 2.19089
```

C

Si el tamaño muestral hubiera sido 15, en lugar de 120, ¿cuál es la probabilidad de que la resistencia media a la ruptura esté 100 unidades alrededor de la media? ¿a cuántas desviaciones estándar está de la media?

```
p3 = pnorm(10100, 10000, 500/sqrt(15)) - pnorm(9900, 10000, 500/sqrt(15))
cat("P(9900 < X < 10100)=", p3)

## P(9900 < X < 10100)= 0.561422

z = (10100 - 10000) / (500/sqrt(15))
cat(" z = ", z)

## z = 0.7745967
```

D

Un ingeniero recibió un lote muy grande de remaches. Antes de aceptarlo quiso verificar si efectivamente la media de la resistencia de los remaches es de 10 000 lb/pulg². Para ello tomó una muestra de 120 remaches elegidos al azar tenía media de 9800 lb/pulg² y rechazó el pedido, ¿hizo lo correcto? ¿por qué?.

```
p4 = pnorm(9800, 10000, 500/sqrt(120))
cat("P(X < 9800)=", p4)

## P(X < 9800)= 5.88567e-06

z = (10000 - 9800) / (500/sqrt(120))
cat(" z = ", z)

## z = 4.38178
```

Esta correcto que lo haya rechazado porque esta a 4 desviaciones estandar de la media

E

¿Qué decisión recomiendas al ingeniero si la media obtenida en la media hubiera sido 9925? ¿recomendarías rechazarlo?

```
p4 = pnorm(9925, 10000, 500/sqrt(120))
cat("P(X < 9925)=", p4)

## P(X < 9925)= 0.05017412

z = (10000 - 9925) / (500/sqrt(120))
cat(" z = ", z)

## z = 1.643168
```

No recomendaria que lo rechazara porque este esta a una desviacion estadar de la media

3.Embotellado

Una máquina embotelladora puede ser regulada para que se descargue un promedio de μ onzas por botella. Se ha observado que la cantidad de líquido dosificado por una máquina embotelladora está distribuida normalmente con $\sigma = 1$ onza. La máquina embotelladora se calibra cuando la media de una muestra tomada al azar está fuera del 95% central de la distribución muestral. La media de la cantidad de líquido deseada requiere que μ sea de 15 onzas.

1

¿A cuántas desviaciones estándar alrededor de la verdadera media μ puede estar la media de una muestra para que esté dentro del estándar establecido del 95% central?

```
qnorm(0.025, 0, 1)

## [1] -1.959964
```

2

¿Cuál es la probabilidad de que en una muestra aleatoria de tamaño 10 botellas se obtenga una media mayor a 16 onzas?

```
pnorm(15, 16, 1 /sqrt(10))

## [1] 0.0007827011
```

3

Si en una muestra aleatoria de tamaño 10 botellas se obtuvo una media de 16 onzas, ¿se detendría la producción para calibrar la máquina?

```
z = (16 - 15) / (1/sqrt(10))
print(z)

## [1] 3.162278
```

Se detine la maquina porque esta a 3 desviaciones estandar de la media

4

¿Cuál es la probabilidad de que en una muestra aleatoria de tamaño 10 botellas se obtenga una media menor a 14.5 onzas?

```
pnorm(14.5, 15, 1 /sqrt(10))
```

```
## [1] 0.05692315
```

5

Si en una muestra aleatoria de tamaño 10 botellas se obtuvo una media de 15.5 onzas, ¿se detendría la producción para calibrar la máquina?

```
z = (15.5 - 15) / (1/sqrt(10))  
print(z)
```

```
## [1] 1.581139
```

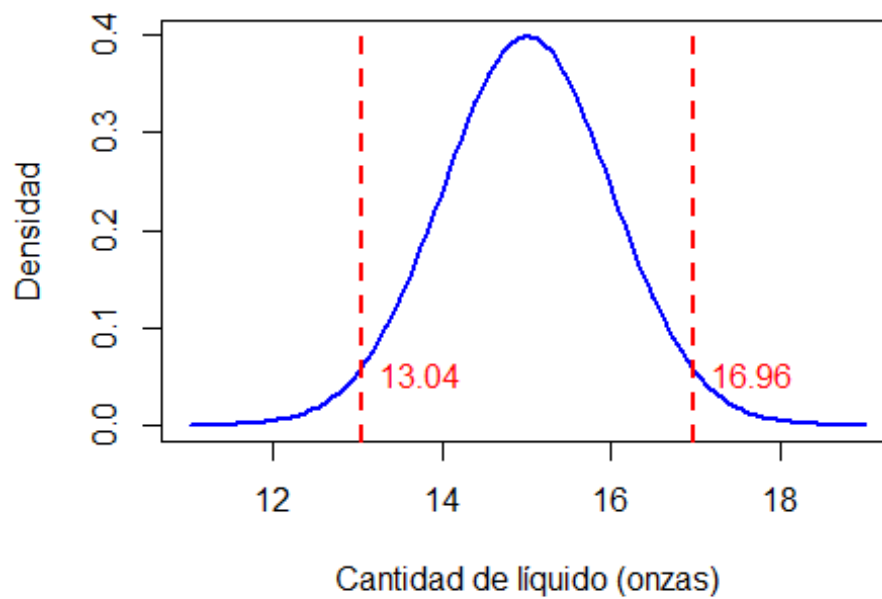
No se detendría la máquina ya que esta dentro del 95% de los datos y no llega a la desviación estándar de 1.96

6

Hacer una gráfica del inciso 1.

```
# Parámetros de la distribución normal  
mu <- 15      # Media  
sigma <- 1    # Desviación estándar  
  
# Valores para el eje x  
x <- seq(mu - 4*sigma, mu + 4*sigma, length=100)  
  
# Función de densidad de la distribución normal  
y <- dnorm(x, mean=mu, sd=sigma)  
  
# Gráfico de la distribución normal  
plot(x, y, type="l", lwd=2, col="blue",  
      xlab="Cantidad de líquido (onzas)", ylab="Densidad",  
      main="Distribución normal de la cantidad de líquido dosificado")  
  
# Agregar líneas para el intervalo del 95% central  
abline(v = mu + qnorm(0.025, 0, 1)*sigma, col="red", lwd=2, lty=2)  
abline(v = mu + qnorm(0.975, 0, 1)*sigma, col="red", lwd=2, lty=2)  
  
# Etiquetas para los puntos críticos  
text(mu + qnorm(0.025, 0, 1)*sigma, 0.05, round(mu + qnorm(0.025, 0,  
1)*sigma, 2), pos=4, col="red")  
text(mu + qnorm(0.975, 0, 1)*sigma, 0.05, round(mu + qnorm(0.975, 0,  
1)*sigma, 2), pos=4, col="red")
```

Distribución normal de la cantidad de líquido dosific



Sugerencia: Para contestar los incisos c y e le puede ser de utilidad calcular la Z para los valores de la media obtenidos en cada inciso.