Índice

Contents

1.	Introducción	2
2.	Distribución Beta	2
	2.0 Forma de la distribución Beta	3
	2.1 Momentos y Función Generadora de Momentos	4
3.	Creación del Estadístico para estimar la Media Poblacional	5
	3.1 Escogiendo los parámetros de la distribución	Ę
	3.2 Fórmula del Estadístico	Ę
4.	Propiedades de T y de la Media Muestral	7
	4.1 Insesgabilidad	7
	4.2 Eficiencia / Precisión	11
	4.3 Error cuadrático Medio (ECM)	12
	4.4 Consistencia	13
	4.5 Invarianza	14
	4.6 Robustez	15
	4.7 Suficiencia	23

1. Introducción

El objetivo de este trabajo es crear un Estadístico para estimar la media poblacional de una distribución continua determinada (que no sea la Distribución Normal ni la Exponencial) y comparar su rendimiento con la media muestral (que es el estadístico más usado para aproximar la media poblacional). En nuestro caso hemos optado por la distribución Beta (con alpha y beta = 2) debido a que su función de densidad es simétrica y centrada, y nos parece que es sencillo encontrar un Estadístico fiable para aproximar su media poblacional.

2. Distribución Beta

La Distribución Beta es una distribución continua que depende de dos parámetros (alpha y beta) y que toma valores en el intervalo [0,1]. Debido a que solo está definida en [0,1] es una distribución muy usada para modelizar la probabilidad de que ocurra un evento, aunque también es usada para describir datos empíricos (debido a la variedad de formas que puede adoptar en función de los valores que tomen sus parámetros) y para modelar la fiabilidad de un sistema. Su función de densidad es distinta de cero solo cuando 0 < x < 1 y es la siguiente:

$$f(x) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha) \Gamma(\beta)} x^{\alpha - 1} (1 - x)^{\beta - 1}$$

También se puede escribir como:

$$f(x) = {1 \over B(\alpha, \beta)} x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1}$$

Dónde la función Beta es la siguiente:

$$B(\alpha, \beta) = \frac{\Gamma(\alpha) \Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha + \beta)} = \int_0^1 x^{\alpha - 1} (1 - x)^{\beta - 1} dx$$

Propiedades de la función Beta

La función beta cumple las siguientes propiedades (las usaremos para encontrar su función generadora de momentos, etc):

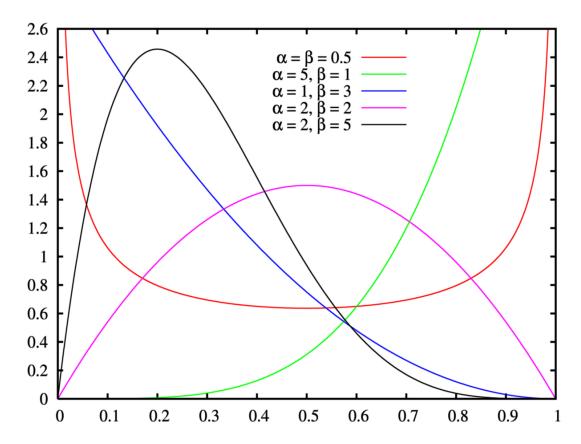
$$B(\alpha, \beta) = B(\beta, \alpha)$$

$$B(\alpha, 1) = \frac{1}{\alpha}$$

$$B(\alpha+1,\beta) = \frac{\alpha}{(\alpha+\beta)}B(\alpha,\beta)$$

2.0 Forma de la distribución Beta

Esta distribución adopta formas muy diversas, en función de los valores de sus parámetros, por ello se utiliza mucho para modelar datos de manera empírica (es decir, observando la forma de la distribución de los datos, se intenta aproximar por la distribución beta con la forma más parecida).



2.1 Momentos y Función Generadora de Momentos

$$E[X] = \frac{\alpha}{(\alpha + \beta)}$$

$$Var[X] = \frac{\alpha \beta}{(\alpha + \beta)^2 (\alpha + \beta + 1)}$$

$$M_x(t) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\mathrm{B}(\alpha+k,\,\beta)}{\mathrm{B}(\alpha,\,\beta)} \frac{t^k}{k!}$$

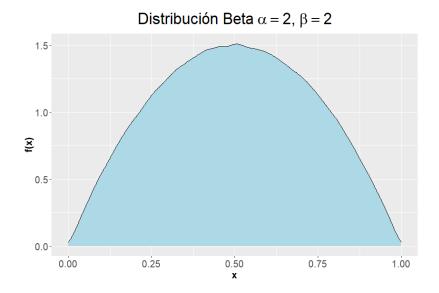
1

¹Nota: Los cálculos para encontrar los momentos y la función generadora están en el Anexo I y II (respectivamente)

3. Creación del Estadístico para estimar la Media Poblacional

3.1 Escogiendo los parámetros de la distribución

En nuestro caso hemos optado por seleccionar una distribución beta con alpha = 2, beta = 2, ya que pensamos que debido a su forma simétrica, seremos capaces de aproximar la media poblacional de manera más precisa que si fuera asimétrica. La forma de una distribución Beta(2,2) es la siguiente:



Los momentos de la distribución Beta(alpha = 2, beta = 2) son los siguientes:

$$E[X] = \mu = 0.5$$

 $Var[X] = \sigma^2 = 0.05$

3.2 Fórmula del Estadístico

Nuestro estadístico es el promedio de los percentiles 40 y 60. Hemos escogido este estadístico debido a que la distribución por la que hemos optado (distribución beta(2,2)), es bastante simétrica, y nos parece que podemos llegar a estimar la media poblacional con bastante precisión. La fórmula de nuestro Estadístico es:

$$T = \frac{P_{40} + P_{60}}{2}$$

4. Propiedades de T y de la Media Muestral

4.1 Insesgabilidad

4.1.1. Analíticamente

$$\begin{array}{lll}
X \sim \text{Betk}(X=2,\overline{I}=1); \\
\hline
I(X) = & \overline{\Gamma(Y)} \\
\hline
I(X) = & \overline{\Gamma$$

$$3 \frac{1}{10} - \frac{3}{10} - \frac{3}{10} - \frac{3}{10} = 0,4319311$$

percent 60

$$3\gamma_{60}^{3} - 2\gamma_{60}^{3} = 0.6$$

$$3v_{60}^{2} - 2v_{60}^{2} - 0)60 = 0 = 0$$

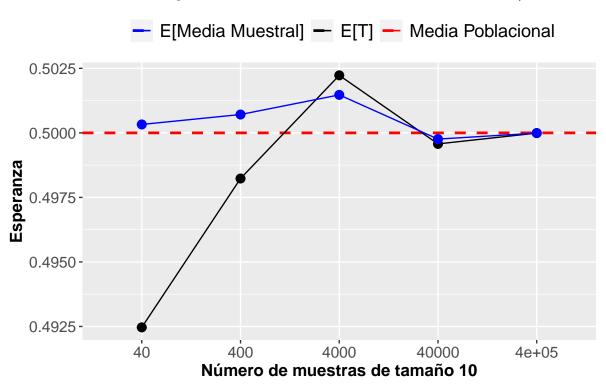
$$v_{60}^{2} = 0 = 0$$

$$v_{60}^{2} = 0,7640689$$

4.1.2 Numéricamente

Para evaluar numéricamente la insesgadez hemos generado distintos números de muestras (40, 400, 4000, 40000, 400000) de tamaño 10 (n = 10) con el objetivo de poder aplicar la ley de los grandes números. Entonces hemos calculado la esperanza de los estimadores de la media poblacional (para todos los distintos números de muestras de tamaño 10). Hemos obtenido el siguiente gráfico.

Esperanza de los estimadores de μ



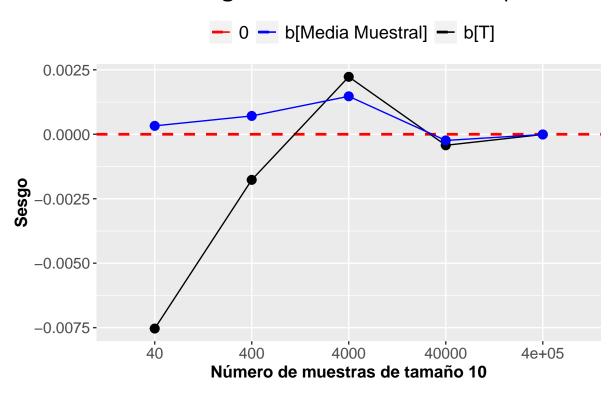
Podemos ver que a medida que aumenta el número de muestras, la esperanza de nuestro estadístico así como la de la media muestral, se va acercando cada vez más a la media poblacional. Por la ley de los grandes números podemos suponer que para un número de muestras suficientemente grande (cuando el número de realizaciones tienda a infinito), ambos estimadores serán insesgados para la media poblacional, es decir, en promedio convergerán a la media poblacional, cuyo valor es de 0,5 . Además cabe destacar que sabemos por teoría, que ambos estimadores son insesgados (hemos demostrado solamente la insesgadez de T, ya que la insesgadez de la media muestral respecto a la media poblacional ya la hemos dado en clase)

Definimos el sesgo como:

$$b(T) = E[T] - \mu$$

Hemos obtenido el siguiente gráfico para el sesgo.

Sesgo de los estimadores de μ



En este caso, podemos observar que el sesgo de ambos estimadores tiende a cero, es decir, que a medida que aumenta el número de experimentos, la diferencia entre el valor de los estimadores y de la media poblacional, converge a 0. Por la ley de los grandes números, podemos suponer que para un número de muestras muy grande, el sesgo de ambos estadísticos será 0. Después de la demostración analítica y de observar los dos gráficos anteriores, podemos concluir que tanto nuestro estadístico como la media muestral son estimadores insesgados de la media poblacional.

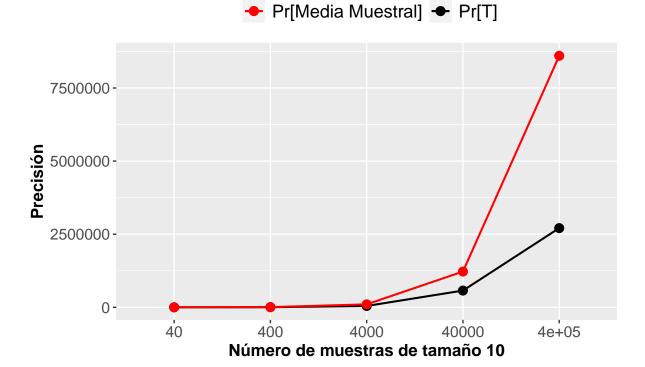
4.2 Eficiencia / Precisión

La eficiencia o precisión se define como:

$$Pr(T) = \frac{1}{Var[X]}$$

Para evaluar numéricamente la precision hemos generado distintos números de muestras (40, 400, 4000, 40000, 400000) de tamaño 10 (n = 10) con el objetivo de poder aplicar la ley de los grandes números. Entonces hemos calculado la varianza de los estimadores de la media poblacional (para todos los distintos números de muestras de tamaño 10). Hemos obtenido el siguiente gráfico.

Precisión de los estimadores de μ



Podemos observar que la media muestral es más precisa estimando la media poblacional que nuestro estadístico T. Esto se debe a que la varianza de la media muestral es menor que la de nuestro estadístico, y también a que la media muestral es el estimador máximo verosímil de la media poblacional.

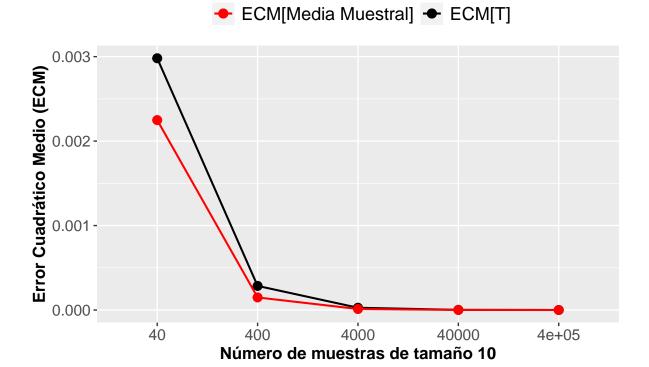
4.3 Error cuadrático Medio (ECM)

El error cuadrático medio de un estimador T se define como el promedio de las desviaciones del estadístico al parámetro que estima. Matemáticamente:

$$ECM[T] = E_{(T-\theta)^2} = Var[X] + b[T]^2$$

En este caso hemos seguido el mismo procedimiento que en las anteriores propiedades, obteniendo el siguiente gráfico:

ECM de los estimadores de μ



Como ambos estimadores (la media muestral y T), son insesgados, el ECM de ambos se reduce a su varianza, y como la media muestral tiene menos varianza, tamién tiene menor error cuadrático medio.

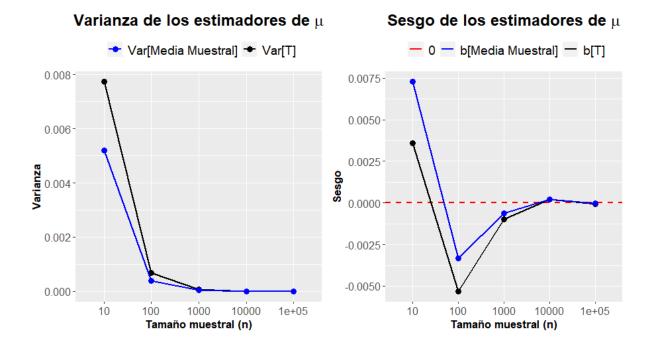
4.4 Consistencia

Un estimador T se dice consistente si como condición suficiente cumple las siguientes propiedades:

$$\lim_{n\to\infty} Var(T) = 0$$

$$\lim_{n\to\infty} b(T) = 0$$

En nuestro caso hemos tenido que probar la consistencia numéricamente, puesto que el cálculo de la varianza de manera analítica es muy complicada. Hemos obtenido los siguientes gráficos:



Podemos observar como al aumentar el tamaño muestral (es decir cuando n tiende a infinito), la varianza y el sesgo de ambos estimadores tienden a cero. Esto nos permite afirmar con bastante seguridad que nuestro estimador es la media muestral y T son estimadores consistentes para la media poblacional, es decir, que al aumentar el tamaño muestral se aproximan bien a ella.

4.5 Invarianza

Se dice que un estimador T es invariante por traslaciones (1) o por cambios de escala (2), si se cumple que:

1)
$$T(a + X_1, ..., a + X_n) = a + T(X_1, ..., X_n)$$

2)
$$T(bX_1, ..., bX_n) = bT(X_1, ..., X_n)$$

En nuestro caso, sabemos que los **percentiles son invariantes por traslaciones** ya que al sumar a cada elemento de la muestra una constante el percentil k-ésimo sigue siendo el mismo, y **lo mismo en el caso de los cambios de escala**. No es posible demostrar esto analíticamente, debido a que no disponemos de una expresión escrita del percentil.

Por otro lado, sabemos por teoria, que la media muestral es invariante por cambios de escala y por traslaciones.

4.6 Robustez

Para analizar la robustez hemos generado una distribución contaminada, a partir de nuestra distribución original (Beta(2,2)) y la distribución Uniforme en el intervalo [2, 3]. Para crear la muestra contaminada hemos generado 400 datos aleatorios de una distribución Uniforme[0,1]. En caso de que la probabilidad de esta última distribución fuera menor o igual que 0.9, generabamos un dato de la Beta[2,2], y en caso que p > 0.9 escogíamos un dato de la Uniforme[2,3].

Esquema:

$$X_u = U(0, 1)$$

 $X_B = Beta(\alpha = 2, \beta = 2)$
 $X_{u'} = U(2, 3)$

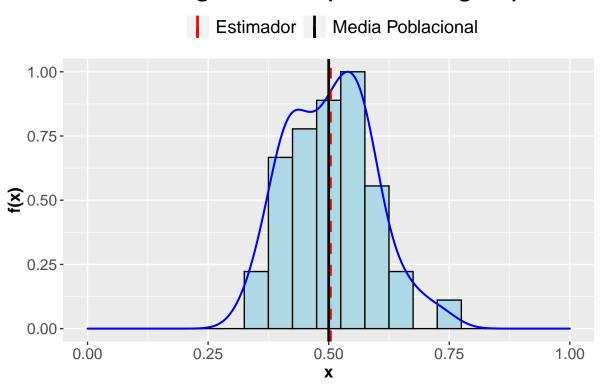
$$X_c = \begin{cases} X_B & P(X_u) \le 0.9 \\ X_{u'} & P(X_u) > 0.9 \end{cases}$$

4.6.1 Robustez de nuestro estadístico

4.6.1.1 Muestra sin contaminar

Estadístico								
Medidas de Centralización		Medidas de Dispersión			Medidas de Forma			
Media	Mediana	SD	IQR	MAD	Curtosis	Asimetría		
0.503593	0.5041133	0.08791211	0.1353218	0.09725723	2.656788	0.2748998		

Histograma de T (muestra original)

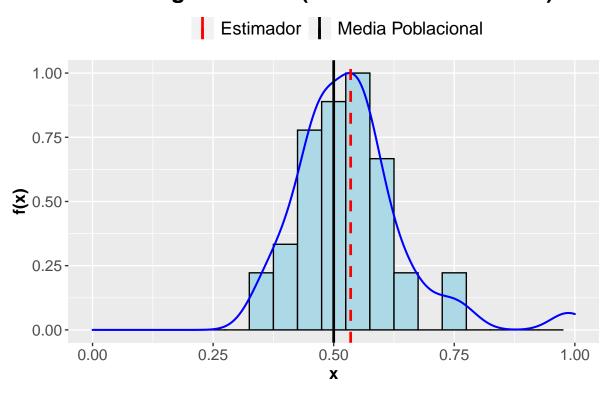


Podemos ver que en promedio nuestro estadístico se acerca bastante a la media poblacional (cuyo valor es 0.5) y por otro lado la mediana también está muy centrada, y también podría ser un buen estimador de la media poblacional. En cuanto a las medidas de forma, la curtosis nos indica que se trata de una distribución levemente platicúrtica (su valor es menor que 3), es decir menos apuntada y con colas menos gruesas que la normal y el coeficiente de asimetría nos indica una pequeña asimetría a la derecha, ya que su valor es mayor que 0. Finalmente en cuanto a la dispersión, la distancia entre el cuartil 3 y 1 (IQR) es muy pequeña, por lo que podemos concretar que la mayoría de los datos están concentrados en este rango. Además, la desviación absoluta mediana (MAD) y también la desviación típica (SD) son muy pequeñas, y eso nos indica que hay poca variabilidad en los datos, es decir, estan bastante concentrados alrededor de la media y la mediana.

4.6.1.2 Muestra contaminada

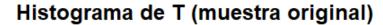
Estadístico T								
Medidas de Centralización		Medidas de Dispersión			Medidas de Forma			
Media	Mediana	SD	IQR	MAD	Curtosis	Asimetría		
0.5351557	0.5279007	0.1172313	0.1140922	0.08615515	6.962659	1.455874		

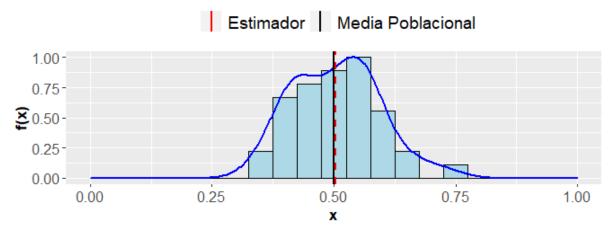
Histograma de T (muestra contaminada)



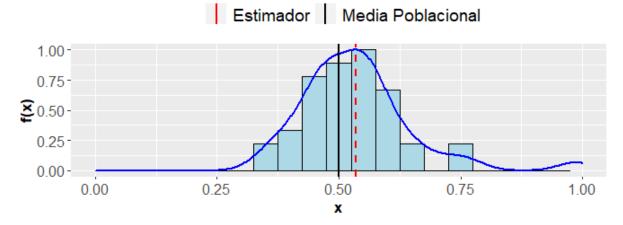
Nuestro estadístico para la muestra contaminada se desplaza en promedio relativamente poco de la media poblacional. A la mediana el pasa algo similar siendo también un buen estimador del parámetro. En cuanto a las medidas de dispersión, los datos atípicos no han provocado cambios relevantes en los valores de la SD, IQR y MAD respecto a la muestra sin contaminar. Al contrario, sucede con las medidas de forma que, como indica el coeficiente de asimetría, tiene una leve asimetría a la derecha, aunque mayor que en la muestra sin contaminar. La curtosis indica que la distribución del estimador es leptocúrtica ya que su valor es mayor que 3, por lo que es más apuntada y con colas más gruesas que la normal.

4.6.1.3 Comparando T en la muestra original y contaminada





Histograma de T (muestra contaminada)



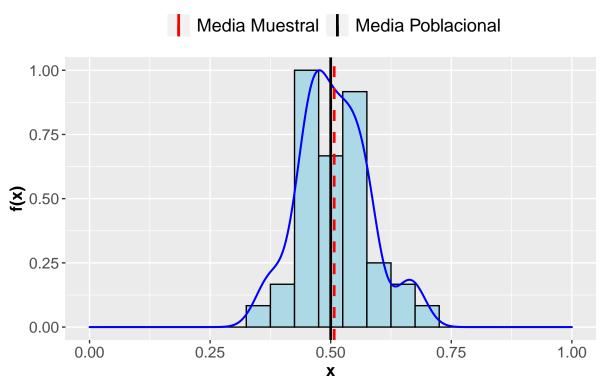
Podemos observar que al añadir datos atípicos, nuestro estimador es bastante robusto, ya que en promedio se desplaza relativamente poco de la media poblacional. Cuando la muestra no contiene datos atípicos, T sobreestima la media poblacional en un 0.7186~%, mientras que al añadir datos atípicos lo hace en un 7.03114~%. Eso supone que multiplicamos nuestro sesgo por 10 al añadir datos atípicos. Luego compararemos estos datos con los equivalentes de la media muestral, para saber cuál de los dos estimadores es más robusto.

4.6.2 Robustez de la Media Muestral

4.6.2.1 Muestra sin contaminar

Media Muestral								
Medidas de Centralización		Medidas de Dispersión			Medidas de Forma			
Media	Mediana	SD	IQR	MAD	Curtosis	Asimetría		
0.5072706	0.5012344	0.0721176	0.08862303	0.06388053	3.077518	0.3099279		

Histograma Media Muestral (muestra original)

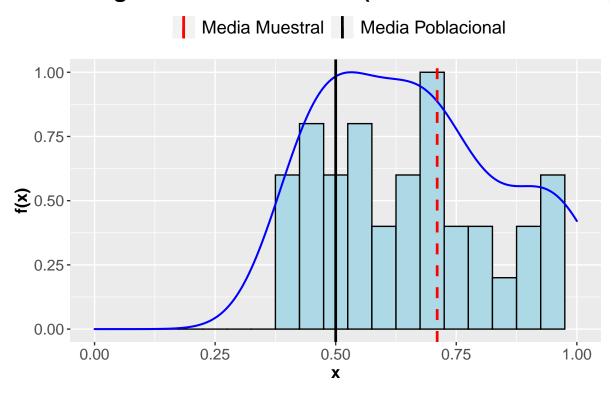


Con estos datos se confirmaría el que el valor de la esperanza de las medias muestrales es muy parecida a la media teórica. Como indica el coeficiente de curtosis, esta distribución es prácticamente mesocúrtica, es decir se parece mucho a una normal y es muy simétrica pero tiene un poco de asimetría a la derecha, por lo que también la mediana se parece mucho a la media al ser una distribución centrada. En cuanto a las medidas de dispersión, la desviación típica muestral (SD) es muy pequeña, así como el IQR y la MAD, indicando esto que los valores están muy concentrados en torno al centro, que en este caso está cerca de la media.

4.6.2.2 Muestra contaminada

Media Muestral								
Medidas de Centralización		Medidas de Dispersión			Medidas de Forma			
Media	Mediana	SD	IQR	MAD	Curtosis	Asimetría		
0.7104073	0.6790156	0.2268685	0.3757027	0.2397981	2.567035	0.5786614		

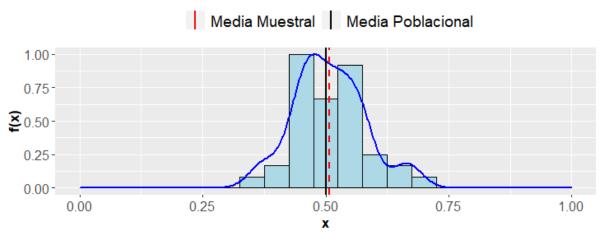
Histograma Media Muestral (muestra contaminada



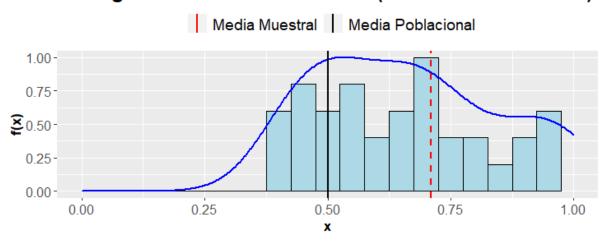
Como podemos observar en el gráfico, la esperanza de la media muestral de la muestra contaminada es muy diferente a la original, concretamente un 20% mayor. Podemos observar que es muy asimétrica a la derecha. Como indica el coeficiente de curtosis, esta distribución es platicúrtica, es decir, es menos apuntada y con colas menos gruesas que la normal. Comparando las medidas de dispersión en la muestra contaminada y la original, la desviación típica muestral (SD) es un 15% mayor, así como el IQR y la MAD, que son un 28% y 18% respectivamente.

4.6.2.3 Comparando la Media Muestral en la muestra original y contaminada

Histograma de la Media Muestral (muestra original)



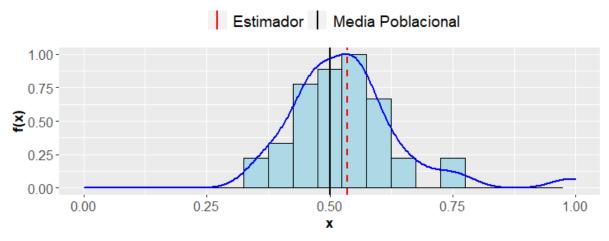
Histograma de la Media Muestral (muestra contaminada)



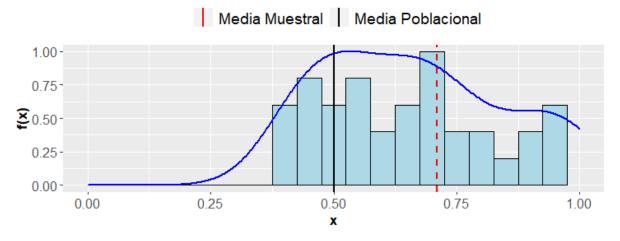
Podemos observar que al añadir datos atípicos, la media muestral es muy poco robusta, ya que en promedio se desplaza mucho de la media poblacional. Cuando la muestra no contiene datos atípicos, la media muestral sobreestima en promedio la media poblacional en un 1.45412~%, mientras que al añadir datos atípicos lo hace en un 42.08146~%. Esto nos permite concluir que **la media muestral no es un estimador robusto de la poblacional**.

4.6.2.3 Comparando la robustez de T y la media muestral

Histograma de T (muestra contaminada)



Histograma de la Media Muestral (muestra contaminada)



Finalmente podemos comparar ambos estimadores (T y la media muestral), observando que T es un estimador bastante robusto de la media poblacional, mientras que la media muestral no es nada robusta.

4.7 Suficiencia