

*BENEMÉRITA UNIVERSIDAD
AUTÓNOMA DE PUEBLA*

*FACULTAD DE CIENCIAS FÍSICO
MATEMÁTICAS*

*Comportamiento de pruebas de hipótesis para una
proporción basadas en un estimador de
proporción contraído*

T E S I S

para obtener el título de:

*MAESTRO EN CIENCIAS
(MATEMÁTICAS)*

presenta:

MARCOS MORALES CORTÉS

directores de tesis:

*DR. FÉLIX ALMENDRA ARAO
DRA. HORTENSIA J. REYES CERVANTES*

PUEBLA, PUE.

NOVIEMBRE 2020

Agradecimientos

Índice

1. Introducción	1
1.1. Planteamiento del problema	3
1.2. Revisión de la literatura	5
1.3. Objetivos	6
2. Preliminares	7
2.1. Distribución Beta	7
2.2. Algunos tipos de convergencia	8
2.3. Prueba de hipótesis.	13
2.4. Intervalos de confianza	18
3. Estadísticas de prueba y método de evaluación	21
3.1. Procedimientos de prueba de hipótesis a considerar	22
3.2. Procedimientos ajustados	23
3.3. Método de evaluación de los procedimientos	25
3.3.1. Tamaño de prueba	28
4. Comparación entre algunas pruebas sugeridas en la literatura	29
4.1. Procedimientos y valores de c recomendados en la literatura	29
4.2. Comparación	30
5. Obtención de algunos valores óptimos c	41

5.1. Método	43
5.2. Procedimiento Böhning y Viwatwongkasem (BV_c)	44
5.3. Procedimiento de Wald ajustado (W_c)	53
5.4. Procedimiento arcoseno ajustado (A_c)	61
5.5. Procedimiento de Wilson ajustado (S_c)	70
5.6. Comparación entre los procedimientos óptimos (valores óptimos)	79
6. Conclusiones	89

Capítulo 1

Introducción

La distribución binomial es ampliamente conocida y utilizada en diversas aplicaciones de la estadística, es una función que depende de dos parámetros n y p , y es utilizada en experimentos independientes con repeticiones con una misma probabilidad de éxito p . En muchas ocasiones el parámetro p es desconocido y una forma de estimarlo es usando intervalos de confianza.

El intervalo de confianza para una proporción más mencionado en la literatura, es el intervalo de Wald, el cual ha adquirido aceptación casi universal en la práctica. Este intervalo de confianza, según han observado diversos investigadores (ver, por ejemplo, [3], [4], [5], [10], [9], [15], [19], [20], [22], [25], [27] y [28]) tiene serios problemas en términos de su probabilidad de cobertura cuando el parámetro p está cercano a 0 o a 1, o cuando el tamaño de muestra n es pequeño. Además, se ha observado (ver, por ejemplo [10] y [25]) que la probabilidad de cobertura del intervalo de Wald continúa presentando inconsistencias aún para tamaños de muestra grandes o cuando el parámetro p está cercano a $1/2$.

La situación anterior ha sido de interés para diversos autores, algunos de los cuales recomiendan usar al intervalo de Wald solo cuando se satisface cierta condición. Sin embargo, en Agresti A. y Min Y. ([5]), Brown et al. ([10]),

Leemis L. M. y Trivedi K S. ([17]) y Reyes-Cervantes et al. ([25]), los autores mostraron que algunas de las condiciones más recurrentes que se sugieren para su aplicación no son del todo adecuados, ya que las inconsistencias continúan presentándose aún cuando estas condiciones se satisfacen. Además, en ocasiones el satisfacer esas condiciones es bastante complicado.

Otros investigadores, por ejemplo; Agresti A. y Coull B. ([3]), Brown et al. ([10]) y Schilling M. F. y Doi J. A. ([27]), sugieren que, debido a sus múltiples inconsistencias, lo mejor es no utilizar al intervalo de Wald y en su lugar utilizar algún otro intervalo. Siendo algunos de los más sugeridos, el intervalo de Wilson, de Jeffreys y por su simplicidad, el intervalo de Agresti-Coull. Sin embargo, dichos intervalos continúan presentando inconsistencias (aunque menos notables) sobre todo para tamaños de muestra pequeños. Además, en ocasiones la expresión de dichos intervalos es muy complicada, o es necesario para su cálculo el uso de algún software, haciendo difícil su uso, algunos de tales procedimientos son: el intervalo de Clopper-Pearson (ver [15]), el intervalo propuesto en Schilling y Doi (ver [27]). Es por esto que algunos otros investigadores han presentado ligeras modificaciones al intervalo de Wald mejorando su desempeño en términos de probabilidad de cobertura y al mismo tiempo conservando su simplicidad (ver por ejemplo [3], [9], [7], [20], [21] y [24]).

En el capítulo 2 se hace un resumen de los conceptos básicos de la estimación por intervalos y prueba de hipótesis, así como de otros conceptos, los cuales brindan las bases para la comprensión del presente trabajo.

En el capítulo 3 se presentan algunos de los procedimientos para obtener intervalos de confianza, en estos procedimientos se basará el presente estudio. Dichos procedimientos están basados en los estimadores de proporción contraído $\hat{p}_c = (X + c)/(n + 2c)$ con $c \geq 0$, y son: el procedimiento propuesto en Böhning D. y Viwatwongkasem C. (ver [9]), el procedimiento de Wald ajustado, el procedimiento arco seno ajustado y el procedimiento de Wilson ajustado.

Para cada uno de los procedimientos ajustados, que se mencionan en el

capítulo 3, la literatura recomienda algunos valores de c . En el capítulo 4 se analiza el desempeño de los procedimientos, en términos de *tamaños de prueba* y de la potencia, para el valor de c más recomendados en la literatura, en cada uno de los procedimientos.

En el capítulo 5, para cada uno de los procedimiento mencionados en el capítulo 3, se obtendrán algunos valores de c , con base en el *tamaño de prueba* y en la función potencia. Después, en cada procedimiento, se analizará el desempeño de los procedimientos obtenidos mediante dichos valores de c , conjuntamente, con el procedimiento con el valor de c más recomendado en la literatura. En cada procedimiento, se obtendrá un procedimiento óptimo, que dependerá de algún valor de c . Finalmente, se compararán dichos procedimientos óptimos.

Para analizar el comportamiento de los procedimientos de pruebas de hipótesis, que se presentarán en este trabajo, así como para obtener algunos otros valores de c se hizo uso del lenguaje de programación R.

1.1. Planteamiento del problema

Es ampliamente conocido que el intervalo de Wald es bastante inconsistente en términos de su probabilidad de cobertura, incluso para muestras muy grandes. Debido a que el intervalo de Wald continúa siendo el intervalo de confianza para una proporción más usado en la práctica, se revisará la propuesta de Böhning, D. y Viwatwongkasem (ver [9]). En dicho artículo se sugiere estimar a p utilizando la familia paramétrica $\hat{p}_c = \frac{X+c}{n+2c}$, con c no negativo, y de manera similar, se sugiere estimar a $p(1-p)$ mediante $\hat{p}_c(1-\hat{p}_c)$.

De acuerdo con Martín A. y Álvarez Hernández (ver [21]), se acostumbra obtener los intervalos de confianza de dos colas invirtiendo una prueba de dos colas. Se adoptará la perspectiva de inversión de una prueba, porque es la que permite que los diferentes métodos se introduzcan de forma más lógica.

De esta manera, evaluar un método para obtener un intervalo de confianza es equivalente a evaluar su método de prueba asociado (si ambos se realizan con el mismo error nominal). El *tamaño de la prueba* y la *potencia de la prueba*, son las variables habituales para evaluar el desempeño de una prueba. Así la evaluación comparativa de los diferentes métodos se llevará a cabo de acuerdo con la prueba que lo define.

Como se mencionó anteriormente, en este trabajo se considerará la estimación de la proporción binomial p mediante el estimador \hat{p}_c . En Böhning D. y Viwatwongkasem C. (ver [9]), los autores consideran un estimador aparentemente más general para p , tal estimador es $(X + c_1)/(n + c_2)$, donde c_1 y c_2 son constantes no negativas y no necesariamente iguales. Y llegan a la conclusión de que dicho estimador debe ser de la forma \hat{p}_c , es decir, $c_2 = 2c_1$. De esta manera, en este trabajo no se consideran estimadores de la forma $(X + c_1)/(n + c_2)$, con $c_2 \neq 2c_1$.

En Martín Andrés A. y Álvarez Hernández M. (ver [21]) se sugiere utilizar el procedimiento clásico de Wald no de acuerdo con los datos originales (X, Y, n) , sino de acuerdo con los datos originales con una cantidad c añadida, es decir, de acuerdo con $(X + c, Y + c, n + 2c)$, donde nuevamente el estimador \hat{p}_c está presente. Además del procedimiento de Wald, lo anterior es realizado para otros procedimientos. Existen algunos procedimientos, recomendados en la literatura, en los cuales se consideran estimadores de la forma $(X + c_1)/(n + c_2)$, con $c_2 \neq 2c_1$. Algunos de estos procedimientos, son los analizados en Martín Andrés A. y Álvarez Hernández M. (ver [21]). Otros procedimientos de este tipo, son los propuestos por Anscombe F. J. (ver [7]) y Kulinskaya et al. (ver [18]) .

1.2. Revisión de la literatura

En Böhning, D. y Viwatwongkasem (ver [10]) se sugiere estimar p utilizando la familia paramétrica \hat{p}_c y $p(1-p)$ usando $\hat{p}_c(1-\hat{p}_c)$, donde $\hat{p}_c = (X+c)/(n+2c)$ y c un entero no negativo. Böhning, D. y Viwatwongkasem investigan el problema de la estimación al elegir $c \geq 0$ que minimiza el promedio del error cuadrático medio de \hat{p}_c y de $\hat{p}_c(1-\hat{p}_c)$ y concluyen que el valor óptimo de c para reducir al mínimo el error cuadrático medio promedio de \hat{p}_c resultó ser independiente de n y es igual a $c = 1$. El valor óptimo de c para minimizar el error cuadrático promedio de $\hat{p}_c(1-\hat{p}_c)$ depende de n con el valor límite $c = 0.833$. Así, sugieren el valor $c = 1$ en la práctica, lo que de acuerdo con ellos, también resulta beneficioso al construir intervalos de confianza de la forma $\hat{p}_c \pm z_{\alpha/2} \sqrt{n\hat{p}_c(1-\hat{p}_c)/(n+2c)}$. De acuerdo con ellos, se recomienda $c = 1$ en dicho intervalo.

Por otro lado, en Martín A. y Álvarez Hernández M. (ver [21]) se sugiere utilizar el procedimiento clásico de Wald no de acuerdo con los datos originales (X, Y, n) sino de acuerdo con los datos originales con una cantidad c añadida, es decir, de acuerdo con $(X+c, Y+c, n+2c)$, con c no negativo. Sin embargo, en dicho artículo, además de incorporar esta sugerencia para el procedimiento de Wald realizan lo mismo para otros procedimientos, tales como el de Wilson, arcoseno y el de la razón de verosimilitud. Concluyendo que tomando como medidas de efectividad a la potencia y al *tamaño de la prueba*, el método clásico de Wilson solo es óptimo para una confianza del 99 %, aunque generalmente se puede aplicar cuando $n \geq 50$; para una confianza del 95 % o 90 %, el método óptimo es el que se basa en la transformación arcoseno (cuando $c = 0.5$). Una opción más simple, es el método clásico de Wald de Agresti y Coull ($c = z_{\alpha/2}^2/2$).

1.3. Objetivos

1. Analizar el desempeño del procedimiento propuesto por Böhning, D. y Viwatwongkasem C. obtenido al usar el estimador \hat{p}_c , para distintos valores de n , p y c .
2. Analizar el desempeño del método de Wald mediante el uso de los estimadores \hat{p}_c , para distintos valores de c y n .
3. Comparar el desempeño de algunos procedimientos de pruebas de hipótesis mediante su potencia y el *tamaño de la prueba*.
4. Establecer un procedimiento óptimo con algún valor de c , en términos de la potencia de la prueba, y el *tamaño de prueba*.

Capítulo 2

Preliminares

2.1. Distribución Beta

Definición 2.1. *La variable aleatoria Y tiene una distribución beta con parámetros $a > 0$ y $b > 0$, y se escribe $Y \sim B(a, b)$ cuando su función de densidad es*

$$f(y) = \frac{1}{B(a, b)} y^{a-1} (1-y)^{b-1}, \quad 0 < y < 1 \quad (2.1)$$

y $f(y) = 0$ en otro caso.

Al término $B(a, b)$ se le conoce como función beta y se define mediante

$$B(a, b) = \int_0^1 y^{a-1} (1-y)^{b-1} dy; \quad a > 0; \quad b > 0; \quad y \in (0, 1). \quad (2.2)$$

La función beta incompleta, denotada por $B_x(a, b)$, se define de la siguiente manera

$$B_x(a, b) = \int_0^x y^{a-1} (1-y)^{b-1} dy; \quad a > 0; \quad b > 0; \quad y \in (0, 1). \quad (2.3)$$

La razón beta incompleta, denotada por $I_x(a, b)$, se define como

$$I_x(a, b) = \frac{B_x(a, b)}{B(a, b)}, \quad x \in (0, 1). \quad (2.4)$$

Además, se tienen las siguientes propiedades:

$$B(a, b) = B(b, a) = \frac{\Gamma(a)\Gamma(b)}{\Gamma(a+b)}, \quad (2.5)$$

$$I_x(a, b) = 1 - I_{1-x}(b, a), \quad (2.6)$$

$$I_x(a, 1) = x^a, \quad (2.7)$$

$$I_x(1, b) = 1 - (1-x)^b, \quad (2.8)$$

$$I_x(a, n-a+1) = \sum_{j=a}^n \binom{n}{j} x^j (1-x)^{n-j}; \quad a \in \mathbb{Z}, \quad (2.9)$$

$$\binom{n}{x} = \frac{1}{xB(x, n-x+1)}, \quad (2.10)$$

$$\binom{n}{x} = \frac{1}{n+1} \frac{1}{B(x+1, n-x+1)}. \quad (2.11)$$

2.2. Algunos tipos de convergencia

Convergencia en probabilidad

Definición 2.2. Se dice que una sucesión de variables aleatorias X_1, X_2, \dots, X_n converge en probabilidad a la variable aleatoria X denotado por $X_n \xrightarrow{P} X$ si, para cada $\epsilon > 0$,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - X| > \epsilon) = 0, \text{ o equivalentemente, } \lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - X| \leq \epsilon) = 1,$$

Teorema 2.1. Si X_i y Y_i son dos sucesiones de variables aleatorias que satisfacen que $X_i \xrightarrow{P} X$ y $Y_i \xrightarrow{P} Y$, entonces

1. $X_i \xrightarrow{P} X \iff X_i - X \xrightarrow{P} 0$.
2. $X_i \pm Y_i \xrightarrow{P} X \pm Y$.
3. Si k es constante $\implies kX_i \xrightarrow{P} kX$.
4. Si $X_i \xrightarrow{P} k \implies X_i^2 \xrightarrow{P} k^2$.

5. Si $X_i \xrightarrow{P} a$, $Y_i \xrightarrow{P} b$, a, b constantes $\implies X_i Y_i \xrightarrow{P} ab$.

6. Sea $X_i \neq 0$, si $X_i \xrightarrow{P} 1 \implies \frac{1}{X_i} \xrightarrow{P} 1$.

7. Sean a, b constantes con $b \neq 0$. Si $X_i \xrightarrow{P} a$, $Y_i \xrightarrow{P} b$, con $X_i \neq 0 \implies \frac{X_i}{Y_i} \xrightarrow{P} \frac{a}{b}$.

8. $X_i Y \xrightarrow{P} XY$.

9. $X_i Y_i \xrightarrow{P} XY$.

Demostración. Ver Hogg et al. ([16]) □

Lema 2.1. [Desigualdad de Chebyshev] Para toda variable aleatoria X y para toda $a > 0$ y $c \in \mathbb{R}$, se tiene

$$E[X - c]^2 \geq a^2 P(|X - c| \geq a).$$

Teorema 2.2. [Ley débil de los grandes números] Si X_1, X_2, \dots es un conjunto de variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas con $E[X_i] = \mu$ y $V[X_i] = \sigma^2 < \infty$. Se define $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, entonces \bar{X}_n converge en probabilidad a μ .

Demostración. Haciendo uso de la desigualdad de Chebychev, se tiene, que para cada $\epsilon > 0$

$$P(|\bar{X}_n - \mu| \geq \epsilon) = P((\bar{X}_n - \mu)^2 \geq \epsilon^2) \leq \frac{E[(\bar{X}_n - \mu)^2]}{\epsilon^2} = \frac{V[\bar{X}_n]}{\epsilon^2} = \frac{\sigma^2}{n\epsilon^2}.$$

Así,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\bar{X}_n - \mu| \geq \epsilon) \leq \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sigma^2}{n\epsilon^2} = 0,$$

por tanto $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\bar{X}_n - \mu| \geq \epsilon) = 0$. □

Ejemplo 2.1. Si X_1, X_2, \dots es una muestra aleatoria de una población $B(p)$, probar que $\hat{p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ converge en probabilidad a p .

La solución es inmediata usando el teorema 2.2.

Teorema 2.3. Sean X_1, X_2, \dots, X_n un conjunto de variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas. Si $X_n \xrightarrow{P} X$ y g es una función continua definida sobre \mathbb{R} , entonces $g(X_n) \xrightarrow{P} g(X)$ cuando $n \rightarrow \infty$.

Demostración. Ver Hogg et al. ([16]) □

Corolario 2.1. Si X_i es una sucesión de variables aleatorias tal que $X_i \xrightarrow{P} c$ y f es una función continua en c , entonces

$$f(X_i) \xrightarrow{P} f(c).$$

Ejemplo 2.2. Si X_1, X_2, \dots es una muestra aleatoria de una población $B(p)$, probar que $\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})/n}$ converge en probabilidad a $\sqrt{p(1-p)/n}$.

Solución 2.1. La prueba es inmediata usando el corolario 2.1 y el ejemplo 2.1.

Ejemplo 2.3. Si X_1, X_2, \dots es una muestra aleatoria de una población $B(p)$, probar que

$$\frac{\sqrt{p(1-p)/n}}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})/n}}$$

converge en probabilidad a 1.

Solución 2.2. Usando el ejemplo 2.2, se tiene que $\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})/n} \xrightarrow{P} \sqrt{p(1-p)/n}$. Por el teorema 2.1 incisos (3) y (6) se obtiene que, $\frac{\sqrt{p(1-p)/n}}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})/n}} \xrightarrow{P} 1$.

Convergencia en distribución

Definición 2.3. Sea X_1, X_2, \dots , una sucesión de variables aleatorias con función de distribución de probabilidad acumulativa F_{X_i} y X es una variable aleatoria con función de distribución de probabilidad acumulativa F_X . Se dice que X_i converge en distribución a X (denotado como $X_i \xrightarrow{D} X$) si

$$\lim_{i \rightarrow \infty} F_{X_i} = F_X,$$

en todos los puntos donde F_X es continua.

Teorema 2.4. Sean a y b números reales con $b \neq 0$. Si $X_i \xrightarrow{D} X$, entonces $bX_i + a \xrightarrow{D} bX + a$.

Demostración.

Sea $b > 0$ y sea x un punto de continuidad de $bX + a$, $-\infty < x < \infty$. Entonces $\frac{x-a}{b}$ es un punto de continuidad de X , además

$$P(bX_i + a \leq x) = P\left(X_i \leq \frac{x-a}{b}\right) \longrightarrow P\left(X \leq \frac{x-a}{b}\right) = P(bX + a \leq x).$$

La demostración para $b < 0$ es análoga. □

Teorema 2.5. Sean X_i y Y_i sucesiones de variables aleatorias independientes. Si $|X_i - Y_i| \xrightarrow{P} 0$ y $Y_i \xrightarrow{D} Y$, entonces $X_i \xrightarrow{D} Y$.

Demostración. Si x es un punto de continuidad de la función de densidad de la variable aleatoria Y y $\epsilon > 0$. Entonces

$$\begin{aligned} P\{X_i \leq x\} &= P\{Y_i \leq x + Y_i - X_i\} = P\{Y_i \leq x + Y_i - X_i, Y_i - X_i \leq \epsilon\} + \\ &+ P\{Y_i \leq x + Y_i - X_i, Y_i - X_i > \epsilon\} \leq P\{Y_i \leq x + \epsilon\} + P\{Y_i - X_i > \epsilon\}. \end{aligned}$$

De donde se sigue que,

$$\overline{\lim}_{i \rightarrow \infty} P\{X_i \leq x\} \leq \overline{\lim}_{i \rightarrow \infty} P\{Y_i \leq x + \epsilon\}.$$

De forma similar tenemos que,

$$\underline{\lim}_{i \rightarrow \infty} P\{X_i \leq x\} \geq \underline{\lim}_{i \rightarrow \infty} P\{Y_i \leq x - \epsilon\}.$$

Puesto que $\epsilon > 0$ es arbitrario y x es un punto de continuidad de $P\{Y \leq x\}$, el resultado se consigue haciendo que $\epsilon \rightarrow 0$. □

Corolario 2.2. Si $X_i \xrightarrow{P} X$ entonces $X_i \xrightarrow{D} X$.

Demostración. La demostración es directa del teorema 2.5. □

Teorema 2.6. Sean X_1, X_2, \dots , una sucesión de variables aleatorias tal que existen las $M_{X_i}(t)$, siendo las funciones generadoras de momentos de las X_i , además suponga que

$$\lim_{i \rightarrow \infty} M_{X_i}(t) = M_X(t), \text{ para } t \text{ en alguna vecindad del } 0,$$

donde $M_X(t)$ es una función generadora de momentos. Entonces hay una única función de distribución acumulativa F_X y cuyos momentos son determinados por $M_X(t)$, para todo x donde $F_X(x)$ es continua, se tiene

$$\lim_{i \rightarrow \infty} F_{X_i}(x) = F_X(x). \quad (2.12)$$

Es decir, la convergencia, para $|t| < h$ de funciones generadoras de momentos a una función generadora de momentos implica la convergencia de las funciones de distribución acumulativas.

Demostración. Ver Chung ([14]). □

Teorema 2.7 (Teorema central del límite). Sea X_1, X_2, \dots, X_n variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas cuyas funciones generadoras de momentos existen en alguna vecindad alrededor 0 (esto es, $M_{X_i}(t)$ existe para $|t| < h$ para algún h positivo). Sea $E[X_i] = \mu$ y $\text{Var}(X_i) = \sigma^2 > 0$ (μ y σ^2 son finitos puesto que la función generatriz de momentos existe). Se define $\bar{X}_n = (1/n) \sum_{i=1}^n X_i$ y sea $G_n(x)$ la función de distribución acumulativa de $\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)/\sigma$. Entonces para $-\infty < x < \infty$:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} G_n(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-y^2/2} dy;$$

esto es, $\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)/\sigma$ tiene distribución límite normal estándar.

Demostración. Ver Casella y Bergel ([11]). □

Teorema 2.8 (Teorema de Slutsky). Si $X_i \xrightarrow{D} X$ y $Y_i \xrightarrow{P} c$, donde c es una constante, entonces:

1. $X_i + Y_i \xrightarrow{D} X + c,$
2. $X_i Y_i \xrightarrow{P} 0$ si $c = 0$ y $X_i Y_i \xrightarrow{D} cX$ si $c \neq 0.$

Demostración. Ver Hogg et al. ([16]) □

2.3. Prueba de hipótesis.

Definición 2.4. (*Espacio paramétrico*)

Sea X una variable aleatoria con función de densidad $f(\cdot, \theta)$, con θ desconocido. Al conjunto de todos los posibles valores que toma θ se le llama espacio paramétrico y se denotará por Θ .

Consideramos el problema estadístico que contiene un parámetro desconocido, digamos θ . Suponemos que θ pertenece a un espacio paramétrico $\Theta \subset \mathbb{R}^n$. Supongamos además que Θ se particiona en dos subconjuntos disjuntos Θ_0 y Θ_1 , así el problema consiste en decidir si el parámetro desconocido θ pertenece a Θ_0 o a Θ_1 .

En varios aspectos, el procedimiento formal para pruebas de hipótesis es semejante al método científico. Éste observa la naturaleza, fórmula una teoría y la confronta con lo que es observado. En nuestro contexto, el investigador plantea alguna hipótesis respecto a uno o más parámetros poblacionales: les da algunos valores especificados con base a su experiencia. Después toma una muestra de la población y compara sus observaciones con la hipótesis. Si las observaciones no concuerdan con la hipótesis, las rechaza usando un valor fijo de equivocación entre cero y uno. De lo contrario, concluye que la hipótesis es verdadera o que la muestra no detecta la diferencia entre los valores real e hipotético de los parámetros poblacionales.

A continuación se presentan algunos conceptos básicos relativos al tema de prueba de hipótesis ([11]).

Definición 2.5. *Una hipótesis es una declaración acerca de un parámetro poblacional.*

Definición 2.6. *En un problema de prueba de hipótesis existen dos hipótesis complementarias, las cuales son llamadas hipótesis nula e hipótesis alternativa y se denotan por H_0 y H_1 , respectivamente.*

El objetivo de una prueba de hipótesis es decidir, basada en una muestra de una población, cuál de las dos hipótesis complementarias es verdadera.

Si θ denota un parámetro poblacional, el formato general de las hipótesis nula es $H_0 : \theta \in \Theta_0$ y de la alternativa es $H_1 : \theta \in \Theta_0^c$; donde Θ_0 es algún subconjunto del espacio paramétrico y Θ_0^c es su complemento.

Definición 2.7. *Un procedimiento de prueba de hipótesis es una regla que especifica:*

- i. *Para que valores muestrales la decisión es no rechazar H_0 .*
- ii. *Para que valores muestrales la decisión es rechazar H_0 y aceptar a H_1 como verdadera.*

El subconjunto del espacio muestra para el cual H_0 sería rechazada es llamado la región de rechazo (RR) o región crítica, el complemento de la región de rechazo es llamado la región de no rechazo.

Métodos de evaluación de pruebas.

En la decisión de aceptar o rechazar la hipótesis nula H_0 , un experimentador podría cometer un error. Usualmente, las pruebas de hipótesis son evaluadas y comparadas, a través de sus probabilidades de cometer errores.

Probabilidades de error y potencia de prueba

En la realización de una prueba de hipótesis para $H_0 : \theta \in \Theta_0$ vs $H_1 : \theta \in \Theta_0^c$ se pueden cometer dos tipos de error.

	Decisión	
Hipótesis verdadera	No se rechaza H_0	Se rechaza H_0
H_0	Decisión correcta	Error tipo I
H_1	Error tipo II	Decisión correcta

Supongamos que R denota la región de rechazo para una prueba. Entonces se tiene que

$$P_{\theta}(X \in R) = \begin{cases} \text{probabilidad del error tipo I,} & \text{si } \theta \in \Theta_0; \\ 1 - \text{probabilidad del error tipo II,} & \text{si } \theta \in \Theta_0^c. \end{cases}$$

Definición 2.8. La función potencia de una prueba de hipótesis con región de rechazo R es la función de θ definida por $\beta(\theta) = P_{\theta}(X \in R)$.

La función potencia ideal sería 0 para todo $\theta \in \Theta_0$ y 1 para todo $\theta \in \Theta_0^c$. Cualitativamente, una buena prueba tiene una función potencia cercana a 1 para la mayoría de $\theta \in \Theta_0^c$ y cercana a 0 para la mayoría de $\theta \in \Theta_0$.

Para un tamaño de muestra fijo, casi siempre es imposible hacer que ambos tipos de probabilidades de error sean arbitrariamente pequeños. De acuerdo con Casella G. y Berger R. (ver [11]), en la búsqueda de una buena prueba, se recomienda restringir la consideración a las pruebas que controlan la probabilidad de error de Tipo I en un nivel específico. Dentro de esta clase de pruebas, buscamos pruebas que tengan una probabilidad de error de tipo II que sea lo más pequeña posible. Los siguientes dos términos son útiles cuando se analizan pruebas que controlan las probabilidades de error de Tipo I (ver [11]).

Definición 2.9. Para $0 < \alpha < 1$, una prueba con función potencia $\beta(\theta)$ es una prueba de tamaño α si $\sup_{\theta \in \Theta_0} \beta(\theta) = \alpha$.

Definición 2.10. Para $0 < \alpha < 1$, una prueba con función potencia $\beta(\theta)$ es una prueba de nivel α si $\sup_{\theta \in \Theta_0} \beta(\theta) \leq \alpha$.

Definición 2.11. Sea \mathcal{C} una clase de pruebas para probar $H_0 : \theta \in \Theta_0$ versus $H_1 : \theta \in \Theta_0^c$. Una prueba en la clase \mathcal{C} , con función potencia $\beta(\theta)$, es una

prueba uniformemente más potente de la clase \mathcal{C} si $\beta(\theta) \geq \beta'(\theta)$ para cada $\theta \in \Theta_0^c$ y cada $B'(\theta)$ que es una función potencia de una prueba en la clase \mathcal{C} .

Pruebas para muestras grandes.

Un método común para construir una prueba estadística está basado en un estimador que tiene una distribución normal asintótica. Suponga que se desea probar una hipótesis acerca de un parámetro θ de valor real y $W_n = W(X_1, X_2, \dots, X_n)$ es un estimador puntual de θ basado en una muestra aleatoria de tamaño n , que ha sido encontrado por algún método de estimación. Por ejemplo, W_n puede ser el estimador de máxima verosimilitud de θ . Una prueba aproximada basada en una aproximación normal, puede ser justificada de la siguiente manera.

Si σ_n^2 denota la varianza de W_n , se puede usar el teorema central del límite o alguna de sus variaciones para probar que, cuando $n \rightarrow \infty$, $\frac{W_n - \theta}{\sigma_n}$ converge en distribución a una variable aleatoria normal estándar ($N(0, 1)$), entonces $\frac{W_n - \theta}{\sigma_n}$ se puede comparar con una distribución normal estándar. Esto proporciona la base para una prueba aproximada.

Hay muchos detalles a ser verificados en el argumento del párrafo anterior, pero esta idea se aplica en muchas situaciones. Por ejemplo, si W_n es un estimador de máxima verosimilitud, el argumento de arriba es usualmente válido. Note que la distribución de W_n y quizás el valor de σ_n dependen de θ . La convergencia por lo tanto, formalmente dice, que para cada valor fijo $\theta \in \Theta$, si usamos la correspondiente distribución de W_n y el valor correspondiente de σ_n , $\frac{W_n - \theta}{\sigma_n}$ converge a una normal estándar. Si para cada n , σ_n es una constante calculable (que puede depender sólo de θ y no de otro parámetro desconocido), entonces podría ser derivada una prueba basada en $\frac{W_n - \theta}{\sigma_n}$.

En algunos casos, σ_n puede depender de parámetros desconocidos. En tal caso buscaremos el estimador S_n de σ_n con la propiedad de que $\frac{\sigma_n}{S_n}$ converja en probabilidad a 1. Entonces utilizando el teorema de Slutsky (ver [16]),

podemos deducir que, $\frac{W_n - \theta}{S_n}$ converge en distribución a una distribución normal estándar. Una prueba para muestras grandes puede ser basada en este hecho.

Suponga que deseamos probar

$$H_0 : \theta = \theta_0 \text{ vs } H_1 : \theta \neq \theta_0.$$

Una prueba aproximada está basada en la estadística $Z_n = \frac{W_n - \theta_0}{S_n}$ y se rechazaría H_0 si y sólo si $Z_n < z_{\alpha/2}$ o $Z_n > z_{\alpha/2}$. Si H_0 es verdadero, entonces $\theta = \theta_0$ y Z_n converge en distribución a una distribución normal estándar. Así la probabilidad de error tipo 1, $P_{\theta_0}(Z_n < z_{\alpha/2} \text{ o } Z_n > z_{\alpha/2}) \rightarrow P(Z < z_{\alpha/2} \text{ o } Z > z_{\alpha/2}) = \alpha$.

Para ilustrar este hecho, veamos un ejemplo.

Ejemplo 2.4. Sea X_1, X_2, \dots, X_n una muestra aleatoria de una población $B(p)$, considere probar $H_0 : p \leq p_0$ vs $H_1 : p > p_0$ donde $0 < p_0 < 1$ es un valor específico. El estimador de máxima verosimilitud de p basado en una muestra de tamaño n , es $\hat{p}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$. Debido a que \hat{p}_n es solo la media muestral, el teorema central del límite se aplica y establece que para cualquier p , $0 < p < 1$, $\frac{\hat{p}_n - p}{\frac{\sigma_n}{\sqrt{n}}}$ converge a una variable aleatoria normal estándar. Aquí $\sigma_n = \sqrt{p(1-p)}$ es un valor que depende del parámetro desconocido p . Un estimador razonable de σ_n es $S_n = \sqrt{\hat{p}_n(1-\hat{p}_n)}$ y puede mostrarse que $\frac{\sigma_n}{S_n}$ converge en probabilidad a 1 (ver ejemplo 2.3). Así para cualquier p , por el teorema de Slutsky (ver [16]), se tiene que

$$\frac{\hat{p}_n - p}{\sqrt{\frac{\hat{p}_n(1-\hat{p}_n)}{n}}} \rightarrow N(0, 1). \quad (2.13)$$

La estadística de prueba Z_n está definida mediante la sustitución de p por p_0 y la prueba para muestras grandes rechaza H_0 si $Z_n > z_\alpha$.

Si había interés en probar la hipótesis $H_0 : p = p_0$ vs $H_1 : p \neq p_0$ donde $0 < p_0 < 1$ es un valor específico, la estrategia de arriba es otra vez aplicable.

Sin embargo, en este caso, hay una prueba aproximada alternativa. Por el teorema central del límite, para cualquier p , $0 < p < 1$,

$$\frac{\hat{p}_n - p}{\sqrt{p(1-p)/n}} \rightarrow N(0, 1). \quad (2.14)$$

Por lo tanto, se deduce que, si la hipótesis nula es verdadera, la estadística

$$\acute{Z}_n = \frac{\hat{p}_n - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)/n}} \rightarrow N(0, 1) \quad (\text{aproximadamente}). \quad (2.15)$$

La prueba aproximada nivel α rechaza H_0 si $|\acute{Z}_n| > z_{\alpha/2}$.

2.4. Intervalos de confianza

A continuación se presentan algunos conceptos básicos relativos a los intervalos de confianza.

Definición 2.12. *Una estimación por intervalo de un parámetro θ consiste en un par de funciones $L(x_1, x_2, \dots, x_n)$ y $U(x_1, x_2, \dots, x_n)$ de una muestra que satisface $L(x) \leq U(x)$ para todo $x \in \Omega$, donde Ω es el espacio muestra. Si $X=x$ es observado, la inferencia $L(x) \leq \theta \leq U(x)$ está hecha. El intervalo aleatorio $[L(X), U(X)]$ es llamado un estimador por intervalo.*

El propósito de usar un estimador por intervalo en lugar de un estimador puntual es tener alguna garantía de que el estimador contenga al parámetro de interés. La certeza de esta garantía se encuentra determinada por las siguientes definiciones.

Definición 2.13. *Para un estimador por intervalo $[L(X), U(X)]$ de un parámetro θ , la probabilidad de cobertura (PC) es la probabilidad de que el intervalo aleatorio contenga al verdadero parámetro, θ . Esto es denotado por $P_\theta(\theta \in [L(X), U(X)])$ o por $P(\theta \in [L(X), U(X)] | \theta)$.*

Definición 2.14. Para un estimador por intervalo $[L(X), U(X)]$ de un parámetro θ , el coeficiente de confianza de $[L(X), U(X)]$ es el ínfimo de la probabilidades de cobertura $\inf_{\theta} P_{\theta}(\theta \in [L(X), U(X)])$.

Nota 1. Es importante aclarar dos puntos:

1. El intervalo es la cantidad aleatoria, no el parámetro.
2. En $P_{\theta}(\theta \in [L(X), U(X)])$, estas probabilidades se refieren a X no a θ .

Los estimadores por intervalo junto con una medida de confianza (usualmente un coeficiente de confianza) son algunas veces conocidos como intervalos de confianza (*IC*). Aunque principalmente se trata con intervalos de confianza existen conjuntos más generales (conjuntos de confianza).

Un intervalo de confianza con un coeficiente de confianza igual a $1 - \alpha$, es simplemente llamado un intervalo de confianza $1 - \alpha$, donde α se le llama nivel de significancia del intervalo e indica el porcentaje de error que podemos cometer en la construcción del intervalo.

Métodos para encontrar estimadores por intervalo.

Existen diversas formas de construir intervalos de confianza, algunas de ellas son: inversión de pruebas estadísticas, uso de cantidades pivotaes, el pivoteo de la función de distribución acumulada e Intervalos Bayesianos (ver [11]).

Inversión de pruebas estadísticas

Existe una fuerte correspondencia entre prueba de hipótesis y estimadores por intervalo, podemos decir en general que a cada conjunto de confianza le corresponde una prueba y viceversa.

La correspondencia entre regiones de no rechazo de pruebas y conjuntos de confianza está descrita en el siguiente teorema.

Teorema 2.9. *Para cada $\theta_0 \in \Theta$, si $A(\theta_0)$ es la región de no rechazo de una prueba de nivel α de $H_0 : \theta = \theta_0$. Para cada $\mathbf{x} \in \Omega$, se define un conjunto $C(\mathbf{x})$, en el espacio paramétrico como*

$$C(\mathbf{x}) = \{\theta_0 : \mathbf{x} \in A(\theta_0)\}. \quad (2.16)$$

Entonces el conjunto aleatorio $C(\mathbf{X})$ es un conjunto de confianza $1 - \alpha$. Inversamente, si $C(\mathbf{X})$ es un conjunto de confianza $1 - \alpha$. Para cualquier $\theta_0 \in \Theta$, se define

$$A(\theta_0) = \{x : \theta_0 \in C(\mathbf{x})\}.$$

Entonces $A(\theta_0)$ es la región de no rechazo de una prueba de nivel α de $H_0 : \theta = \theta_0$.

Demostración. Para la primera parte, ya que $A(\theta_0)$ es la región de no rechazo de una prueba de nivel α ,

$$P_{\theta_0}(\mathbf{X} \notin A(\theta_0)) \leq \alpha \text{ y por lo tanto } P_{\theta_0}(\mathbf{X} \in A(\theta_0)) \geq 1 - \alpha.$$

Debido a que θ_0 es arbitrario, escribimos θ en lugar de θ_0 . La inecuación de arriba junto con (2.16), muestran que la probabilidad de cobertura del conjunto $C(\mathbf{X})$ está dada por

$$P_{\theta}(\theta \in C(\mathbf{X})) = P_{\theta}(\mathbf{X} \in A(\theta)) \geq 1 - \alpha.$$

Mostrando que $C(\mathbf{X})$ es un conjunto de confianza $1 - \alpha$.

Para la segunda parte, el error de probabilidad tipo 1 para la prueba de $H_0 : \theta = \theta_0$ con región de no rechazo $A(\theta_0)$ es

$$P_{\theta_0}(\mathbf{X} \notin A(\theta_0)) = P_{\theta_0}(\theta_0 \notin C(\mathbf{X})) \leq \alpha.$$

Así que se trata de una prueba de nivel α

□

Capítulo 3

Estadísticas de prueba y método de evaluación

Tal como se mencionó en la sección 2.4, existen diversos métodos para obtener intervalos de confianza. Y de acuerdo con diversos autores (ver por ejemplo [11]) dichos métodos están basados en la estrategia de la inversión de una prueba estadística. Así, para obtener un intervalo de confianza de dos colas se debe invertir una prueba de dos colas (ver teorema 2.9),

$$H_0 : p = p_0 \text{ vs } H_1 : p \neq p_0.$$

Lo anterior implica que la definición de un método se puede hacer desde el punto de vista de la prueba de hipótesis o del intervalo de confianza. En este trabajo se realizará la evaluación de algunos intervalos de confianza, evaluando la prueba en la que estos están definidos. Esto debido a que los procedimientos son más fáciles de presentar y también a que se reducen en gran medida los cálculos.

De la misma manera, por lo anterior, se tiene que evaluar un procedimiento para obtener un intervalo de confianza, será equivalente a evaluar su método de prueba asociado (si ambos se realizan con el mismo error nominal α). Para

evaluar un intervalo de confianza, es habitual utilizar los parámetros *probabilidad de cobertura* y *longitud esperada*. Mientras que para evaluar una prueba, se utilizan los parámetros *tamaño de prueba* y *potencia de la prueba*. Se tiene que la *probabilidad de cobertura* y el *tamaño de prueba* suman 1 y, además, cuanto más grande sea la *potencia de la prueba*, más corta será la *longitud esperada* del intervalo de confianza obtenido por inversión.

3.1. Procedimientos de prueba de hipótesis a considerar

Procedimiento de Wald

Sea $X \sim B(n, p)$, una variable aleatoria binomial y sea $\hat{p} = X/n$, $\hat{q} = 1 - \hat{p}$, donde p es el parámetro de interés. De acuerdo con la estadística clásica, pueden ser usadas varias estadísticas para contrastar $H_0 : p = p_0$ vs. $H_1 : p \neq p_0$ (con $0 < p_0 < 1$). Las más tradicionales se basan en la tipificación de la proporción muestral,

$$T = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{pq/n}}. \quad (3.1)$$

El procedimiento clásico, en los libros de texto elementales, consiste en sustituir \hat{p} en lugar de p , dando origen al procedimiento de Wald (procedimiento **W**) con estadística de prueba

$$T_W = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}/n}}. \quad (3.2)$$

Se tiene que, $T_W \rightarrow N(0, 1)$, cuando $n \rightarrow \infty$ (ver ejemplo 2.4).

El intervalo de confianza de Wald (IC_W) se obtiene invirtiendo la región de no rechazo del contraste de hipótesis $H_0 : p = p_0$ vs $H_1 : p \neq p_0$, basada en la estadística T_W y está representado por

$$IC_W : p \in \hat{p} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\hat{p}(1 - \hat{p})/n}.$$

Procedimiento de Wilson Score

Bajo la hipótesis nula $H_0 : p = p_0$, Wilson ([28]) propuso sustituir en la expresión de la estadística T , al parámetro desconocido p por p_0 , obteniendo así el procedimiento de Wilson Score (procedimiento **S**) con estadística de prueba:

$$T_S = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}}. \quad (3.3)$$

Se tiene que, $T_S \rightarrow N(0, 1)$, cuando $n \rightarrow \infty$ (ver ejemplo 2.4).

El intervalo de confianza de Wilson Score (IC_S) se obtiene invirtiendo la región de no rechazo del contraste de hipótesis $H_0 : p = p_0$ vs $H_1 : p \neq p_0$, con p_0 fijo, basada en la estadística T_S y está representado por

$$IC_S : p \in \frac{1}{n + z_{\alpha/2}^2} \left[X + \frac{z_{\alpha/2}^2}{2} \pm z_{\alpha/2} n^{1/2} \left(\hat{p}\hat{q} + \frac{z_{\alpha/2}^2}{4n} \right)^{1/2} \right].$$

Procedimiento arcoseno

Otra opción menos tradicional se basa en la transformación arcoseno, el procedimiento arcoseno (procedimiento **A**) tiene estadística de prueba:

$$T_A = (\sin^{-1} \sqrt{\hat{p}} - \sin^{-1} \sqrt{p_0}) 2\sqrt{n}. \quad (3.4)$$

De acuerdo con Hogg et al. ([16]), en su ejemplo 5.3.7, $T_A \rightarrow N(0, 1)$, cuando $n \rightarrow \infty$.

El intervalo de confianza arcoseno (IC_A) se obtiene invirtiendo la región de no rechazo del contraste de hipótesis $H_0 : p = p_0$ vs $H_1 : p \neq p_0$, con p_0 fijo, basada en la estadística T_A y está representado por

$$IC_A : p \in \sin^2 \{ \sin^{-1} \sqrt{\hat{p}} \pm z_{\alpha/2} / \sqrt{4n} \}$$

3.2. Procedimientos ajustados

Debido a que el procedimiento clásico y simple de Wald no funciona de manera adecuada, como la mayoría de procedimientos alternativos, diversos

autores han intentado mejorarlo manteniendo su simplicidad (ver por ejemplo [3], [9] y [23]). Existen diversas maneras en la que se ha planteado una mejoría al procedimiento de Wald, algunas son, la corrección por continuidad, utilizar el procedimiento sólo cuando se satisface algún criterio, entre otras. Sin embargo, se ha demostrado que algunas de las mejoras más recurrente no ofrecen el desempeño esperado (ver [6], [10], [25]), ya que se continúan presentando desempeños desfavorables. De acuerdo con Martín Andrés A. y Álvarez Hernández M. (ver [21]), la mejora tradicional del procedimiento de Wald, consiste en utilizar la estadística (T_W), no de acuerdo con los datos originales (X, Y, n), sino de acuerdo con los datos originales con una cantidad dada c añadida, es decir, según los datos ($X + c, Y + c, n + 2c$).

De acuerdo con la literatura, diversos valores de c , han sido sugeridos. Los valores de $c = 0.5$ ([7] y [29]), $c = 2$ y $c = z_{\alpha/2}^2/2$ ([3] y [13]) son los valores usualmente recomendados, otros valores para c mencionados en literatura son $c = 1/6$ y $c = 1$ ([10]).

De forma más específica, en la estadística de prueba, de cada uno de los procedimientos mencionados anteriormente (procedimiento de Wald, Wilson y arco seno), se reemplazan los valores X , n , \hat{p} y $1 - \hat{p}$ por $X + c$, $n + 2c$, \hat{p}_c y $1 - \hat{p}_c$, respectivamente, donde $\hat{p}_c = (X + c)/(n + 2c)$.

Con base en estas modificaciones, se obtienen los procedimientos ajustados, el procedimiento de Wald ajustado, de Wilson ajustado y arco seno ajustado, con estadísticas de prueba T_{W_c} , T_{S_c} y T_{A_c} , las cuales tienen las siguientes expresiones:

$$T_{W_c} = \frac{\hat{p}_c - p_0}{\sqrt{\hat{p}_c(1 - \hat{p}_c)/(n + 2c)}}, \quad (3.5)$$

$$T_{S_c} = \frac{\hat{p}_c - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/(n + 2c)}}, \quad (3.6)$$

$$T_{A_c} = (\sin^{-1} \sqrt{\hat{p}_c} - \sin^{-1} \sqrt{p_0}) 2\sqrt{n + 2c}. \quad (3.7)$$

3.3. MÉTODO DE EVALUACIÓN DE LOS PROCEDIMIENTOS

invirtiendo las regiones de no rechazo del contraste de hipótesis $H_0 : p = p_0$ vs $H_1 : p \neq p_0$, basadas en las estadísticas T_{W_c} , T_{S_c} y T_{A_c} , se obtienen los intervalos de confianza de Wald ajustado, Wilson ajustado y arcoseno ajustado.

Procedimiento de Böhning, D. y Viwatwongkasem

En Böhning, D. y Viwatwongkasem (ver [9]) se sugiere utilizar la estadística de prueba

$$T_{BV_c} = (\hat{p}_c - p_0) / \sqrt{\frac{n\hat{p}_c(1 - \hat{p}_c)}{(n + 2c)^2}}, \quad (3.8)$$

con base en el método de Wald y de acuerdo con los autores, T_{BV_c} tiene una distribución normal estandar (ver [9]). El intervalo propuesto por Böhning, D. y Viwatwongkasem se obtiene (IC_{BV}) invirtiendo la prueba basada en la estadística T_{BV_c} , el intervalo de Böhning, D. y Viwatwongkasem tiene la siguiente expresión

$$IC_{BV} : p \in \hat{p}_c \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{n\hat{p}_c(1 - \hat{p}_c)}{(n + 2c)^2}}$$

De esta manera, se tienen 4 procedimientos para obtener pruebas de hipótesis. Los cuales son, el procedimiento de Wald ajustado, de Wilson ajustado, arcoseno ajustado. El cuarto método es el que presenta Böhning, D. y Viwatwongkasem (procedimiento **BV**), es decir, el procedimiento basado en la estadística T_{BV_c} .

3.3. Método de evaluación de los procedimientos

Se recuerda que los métodos de prueba se evalúan con respecto a su *tamaño de prueba* y a su función *potencia*.

Consideremos el contraste de hipótesis siguiente

$$H_0 : p = p_0 \text{ vs } H_1 : p \neq p_0$$

263. MÉTODO DE EVALUACIÓN DE LOS PROCEDIMIENTOS

y consideremos una estadística de prueba T , un ejemplo de estas estadísticas de prueba es la utilizada en la prueba de Wald, es decir,

$$T_W = \frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\hat{p}(1 - \hat{p})/n}}.$$

El siguiente razonamiento será aplicado a cualquier estadística de prueba.

La *región de rechazo* de la prueba será denotado por R_T , donde T denotará la estadística de prueba utilizada, es decir,

$$R_T = \{x \mid |z_T| > z_{\alpha/2}\}, \quad (3.9)$$

donde z_T se refiere al valor experimental para la estadística del método elegido.

Por consiguiente, la *región de no rechazo*, denotada por A_T , es

$$A_T = \{x \mid |z_T| \leq z_{\alpha/2}\}. \quad (3.10)$$

La *región de no rechazo* puede ser escrita de la siguiente manera,

$$A_T = \{[x_1], \dots, [x_2]\},$$

donde x_1 y x_2 dependen de la estadística de prueba utilizada, del tamaño de muestra n y del valor p_0 , además de α y c y donde $[x]$, $\lfloor x \rfloor$ son las funciones techo y piso respectivamente. Se tiene que $\text{Card}(A_T) = \lfloor x_2 \rfloor - \lceil x_1 \rceil + 1$

De manera similar, la *región de rechazo* puede ser escrita como $R_T = \{0, 1, \dots, n\} - A_T$. Y así, $\text{Card}(R_T) = n + 1 - (\lfloor x_2 \rfloor - \lceil x_1 \rceil + 1) = n + \lceil x_1 \rceil - \lfloor x_2 \rfloor$.

Para el contraste de hipótesis simple contra compuesta, la *función potencia* está dada por

$$\beta(n, p) = \sum_{x \in R_T} \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} = 1 - \sum_{x \in A_T} \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}. \quad (3.11)$$

Para una prueba T , en lugar de $\beta(n, p)$ escribiremos $\beta_T(n, p)$.

3.3. MÉTODO DE EVALUACIÓN DE LOS PROCEDIMIENTOS

Potencia media

Con la finalidad de observar de manera global, es decir, independiente del valor del parámetro los diversos procedimientos de prueba de hipótesis, en lugar de calcular la función potencia se calculará la **potencia media** $MP(n, p_0)$ definida como $\int_0^1 \beta(n, p) dp$.

Proposición 3.1. *Considere el siguiente contraste de hipótesis*

$$H_0 : p = p_0 \quad vs \quad H_1 : p \neq p_0,$$

sean α y c dados, y considere alguna estadística de prueba T . Demuestre que la potencia media $MP(n, p_0)$ es,

$$\frac{n + [x_1] - [x_2]}{n + 1}. \quad (3.12)$$

Demostración.

$$\begin{aligned} MP(n, p_0) &= \int_0^1 \beta(n, p) dp \\ &= \int_0^1 \sum_{x \in R_T} \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} dp \\ &= \sum_{x \in R_T} \binom{n}{x} \int_0^1 p^x (1-p)^{n-x} dp \\ &= \sum_{x \in R_T} \binom{n}{x} \beta(x+1, n-x+1) \quad (\text{por definición de función beta}) \\ &= \sum_{x \in R_T} \frac{1}{(n+1)B(x+1, n-x+1)} B(x+1, n-x+1) \\ (\text{por expresión 2.11}) &= \sum_{x \in R_T} \frac{1}{n+1} = \frac{Card(R_T)}{n+1} \\ &= \frac{n + [x_1] - [x_2]}{n + 1}. \end{aligned}$$

□

Para una prueba T , en lugar de $MP(n, p_0)$, escribiremos $MP_T(n, p_0)$.

3.3.1. Tamaño de prueba

Para el contraste de hipótesis simple contra compuesta, el *tamaño de la prueba* (TS) está dado por

$$TS(n, p_0) = \sum_{x \in R_T} \binom{n}{x} p_0^x (1 - p_0)^{n-x}. \quad (3.13)$$

Para una prueba T , en lugar de $TS(n, p_0)$, escribiremos $TS_T(n, p_0)$

De esta manera, una buena prueba será aquella que tenga una *potencia media* cercana a 1 y un *tamaño de prueba* cercano a α .

Capítulo 4

Comparación entre algunas pruebas sugeridas en la literatura

Para los procedimientos mencionados en el capítulo anterior: Wald ajustado, Wilson ajustado, arco seno ajustado y Böhning y Viwatwongkasem, se conocen varios valores recomendados de c . A continuación, se realizará una comparación entre estos distintos procedimientos de prueba de hipótesis con los valores de c recomendados en la literatura, dichos procedimientos son los siguientes.

4.1. Procedimientos y valores de c recomendados en la literatura

Los siguientes procedimientos de pruebas de hipótesis, junto con el valor de c que se menciona, han ganado relevancia en la literatura ya que presentan un mejor desempeño que el procedimiento clásico de Wald, para el caso de una proporción (ver [3], [4], [5], [6], [9], [10], [20], [24] y [28])

- Procedimiento de Agresti Coull (AC); basado en la estadística de prueba T_{W_c} con $c = z_{\alpha/2}^2/2$ (ver [3], [10] y [21]).

- Procedimiento de Böhning y Viwatwongkasem (BV_1); basado en la estadística de prueba T_{BV_c} con $c = 1$ (ver [9]).
- Procedimiento arcoseno con $c = 1/2$, basado en la estadística de prueba arcoseno ajustado T_{A_c} con $c = \frac{1}{2}$ (ver [21]).
- Procedimiento de Wilson (S); basado en la estadística de prueba T_S (ver [10] y [25] [28]).

Adicionalmente, con la finalidad de observar las inconsistencias del procedimiento más mencionado en la literatura (ver [1], [3], [4], [10], [8], [19], [20], [24] y [28]), se analizará también el procedimiento clásico de Wald.

- Procedimiento clásico de Wald W ; basado en la estadística de prueba T_W .

4.2. Comparación

Se realizará una comparación preliminar de los procedimientos mencionados en la sección anterior, con base en su *potencia media* $MP_T(n, p)$ y su *tamaño de prueba* $TS_T(n, p)$, dichas variables pueden ser obtenidas mediante las expresiones (3.12) y (3.13).

Debido a que se ha observado que los procedimientos de pruebas de hipótesis pueden presentar desempeños muy distintos, para valores de p cercanos a los extremos del intervalo $(0,1)$ y para valores no cercanos a los extremos del intervalo $(0,1)$, en este capítulo se analizará el desempeño de los procedimientos en ambos casos, por separado. En otras palabras, la comparación se separará en dos conjuntos de valores del parámetro p :

- Valores de p no cercanos a 0 ni a 1 (caso 1),
específicamente se consideran los valores de $p \in \{0.200, 0.201, \dots, 0.799, .0800\}$,
tomando $\alpha = 0.05$.

- Valores de p cercanos a 0 o a 1 (caso 2)

específicamente se consideran los valores de $p \in \{0.001, 0.002, \dots, 0.198, 0.199\} \cup \{0.801, 0.802, \dots, 0.998, 0.999\}$, tomando $\alpha = 0.05$.

Se considera $\alpha = 0.05$, los tamaños de muestra analizados son: $n = 30, 40, 50, \dots, 190$, y $p \in \{0.200, 0.201, \dots, 0.799, 0.800\}$. A continuación, para cada n fijo, se calcula el *tamaño de prueba promedio* ($MTS_T(n)$) y el *promedio de la potencia media* ($MMP_T(n)$). Los cuales se obtienen al promediar los *tamaños de prueba* y las *potencias medias* para los valores de $p \in \{.200, .201, .202, \dots, .800\}$, con n fijo. Los resultados se muestran a continuación.

n	Tamaño de prueba promedio					Promedio de la potencia media				
	W	S	AC	$A_{1/2}$	BV_1	W	S	AC	$A_{1/2}$	BV_1
30	0.0696	0.0489	0.0459	0.0508	0.0611	0.6924	0.6756	0.6711	0.6779	0.6906
40	0.0645	0.0493	0.0469	0.0501	0.0584	0.7279	0.7171	0.7139	0.7179	0.7268
50	0.0613	0.0493	0.0478	0.0501	0.0572	0.7535	0.7456	0.7438	0.7463	0.7531
60	0.0598	0.0494	0.0481	0.0501	0.0558	0.7733	0.7669	0.7656	0.7676	0.7727
70	0.0583	0.0495	0.0484	0.0502	0.0553	0.7887	0.7838	0.7827	0.7843	0.7886
80	0.057	0.0496	0.0487	0.0501	0.0545	0.8013	0.7974	0.7966	0.7977	0.8013
90	0.0563	0.0497	0.0488	0.05	0.0541	0.8121	0.8087	0.808	0.8089	0.8121
100	0.0558	0.0498	0.049	0.0501	0.0537	0.8213	0.8185	0.8178	0.8186	0.8212
110	0.0554	0.0496	0.0491	0.0502	0.0534	0.8293	0.8266	0.8262	0.8269	0.8291
120	0.0549	0.0496	0.0492	0.0503	0.0532	0.8362	0.8338	0.8335	0.8343	0.8361
130	0.0543	0.0497	0.0491	0.0502	0.0528	0.8423	0.8403	0.8399	0.8406	0.8422
140	0.054	0.0498	0.0493	0.0499	0.0527	0.8478	0.8461	0.8457	0.8461	0.8478
150	0.0539	0.0499	0.0495	0.0501	0.0524	0.8529	0.8512	0.851	0.8514	0.8527
160	0.0539	0.05	0.0493	0.0501	0.0525	0.8575	0.8559	0.8556	0.856	0.8574
170	0.0534	0.0498	0.0493	0.0503	0.0524	0.8615	0.8601	0.8598	0.8604	0.8615
180	0.053	0.0498	0.0496	0.0501	0.0521	0.8652	0.864	0.8639	0.8641	0.8652
190	0.0529	0.05	0.0495	0.0501	0.052	0.8686	0.8677	0.8674	0.8677	0.8687

Cuadro 4.1: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media*, procedimiento de Wald (W), Wilson (S), Agresti-Coull (AC), procedimiento arcoseno ajustado con $c = 1/2$ ($A_{1/2}$) y Böhning y Viwatwongkasem (BV_1) con $p \in \{0.200, 0.201, \dots, 0.800\}$.

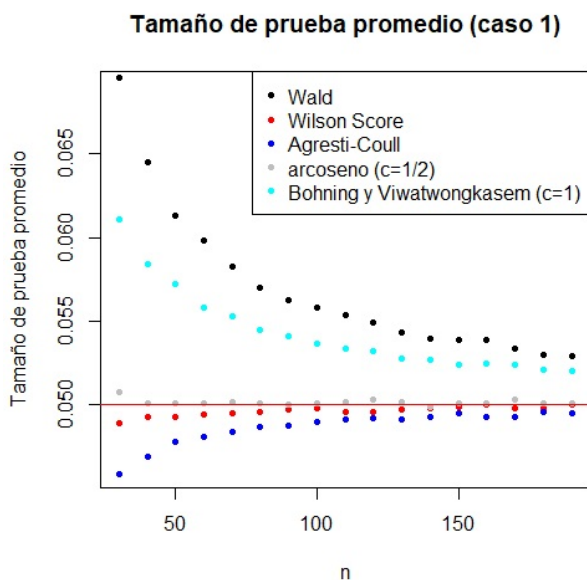


Figura 4.1: *Tamaño de prueba promedio*, procedimiento de Wald, Wilson, Agresti-Coull, Martín procedimiento arcoseno ajustado con $c = 1/2$ y Böhning y Viwatwongkasem ($c = 1$) con $p \in \{0.200, 0.201, , \dots, 0.800\}$.

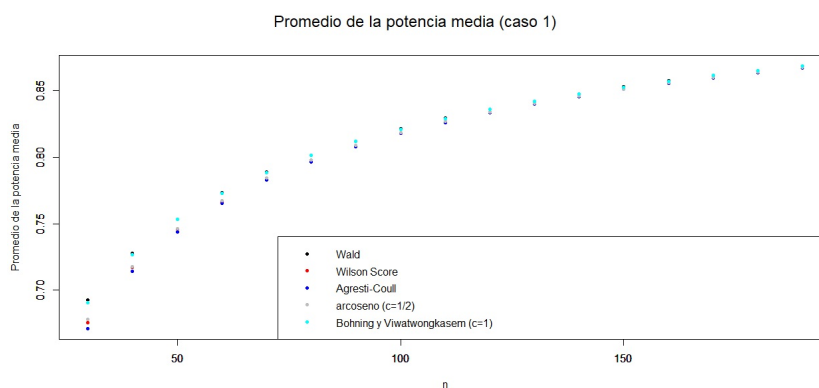


Figura 4.2: *Promedio de la potencia media*, procedimiento de Wald, Wilson, Agresti-Coull, procedimiento arcoseno ajustado con $c = 1/2$ y Böhning y Viwatwongkasem ($c = 1$) con $p \in \{0.200, 0.201, , \dots, 0.800\}$.

Del cuadro 4.1, así como de las figuras 4.1 y 4.2, se concluye lo siguiente. Se obtiene que los resultados menos favorables, en términos del tamaño de prueba promedio (MTS), son obtenidos con el procedimiento clásico de Wald (W). Lo anterior debido a que dichos tamaños de prueba promedio se encuentran por encima de α , y son por mucho, mayores a los obtenidos mediante los otros procedimientos considerados.

Los tamaños de prueba promedio más cercanos a α son obtenidos con el procedimiento arcoseno ajustado con $c = 1/2$. Sin embargo, estos valores son mayores que α , es decir, se obtiene que la prueba es liberal, lo cual contrasta con Martín Andrés A. y Álvarez Hernández M. ([21]), en donde se menciona que el procedimiento $A_{1/2}$ es conservador. Sin embargo, en dicho artículo, se analizan pocos valores de p y su metodología es algo diferente.

Se obtiene que los mejores resultados, en términos del *promedio de la potencia media* (MMP), se obtienen con el procedimiento clásico de Wald (W). Mediante los procedimientos BV_1 (Böhning y Viwatwongkasem con $c = 1$) y $A_{1/2}$ (procedimiento arcoseno ajustado con $c = 1/2$); se obtienen promedios de la potencia media bastante cercanos a los obtenidos por el procedimiento clásico de Wald. Los peores resultados, en términos de *promedio de la potencia media*, se obtienen con el procedimiento de Agresti-Coull (AC).

De los comentarios anteriores se podría concluir que, con base en el *tamaño de prueba promedio* y en el *promedio de la potencia media*, el mejor procedimiento es el que está basado en la transformación arcoseno, con $c = 1/2$. Lo anterior debido a que el procedimiento posee los *tamaños de prueba promedio* más cercanos a α y los *promedios de la potencia media* son muy similares a los obtenidos por el procedimiento clásico de Wald, los cuales son los más grandes.

Ahora, con base en las medidas mencionadas anteriormente, es decir, el *tamaño de prueba promedio* ($MTS_T(n)$) y el *promedio de la potencia media* ($MMP_T(n)$), considerando los mismos tamaños de muestra $n = 30, 40, 50, \dots, 190$ y $\alpha = 0.05$. Se realizará la comparación de los procedimientos, mencionados

anteriormente, considerando valores de p cercanos a 0 y a 1, específicamente, $p \in \{0.001, 0.002, \dots, 0.199\} \cup \{0.801, 0.802, \dots, 0.999\}$. Los resultados se muestran a continuación.

n	Tamaño de prueba promedio					Promedio de la potencia media				
	W	S	AC	$A_{1/2}$	BV_1	W	S	AC	$A_{1/2}$	BV_1
30	0.207	0.0454	0.0308	0.0383	0.0339	0.7958	0.8094	0.7831	0.8052	0.7964
40	0.175	0.0457	0.032	0.0419	0.0368	0.8228	0.8323	0.8143	0.8309	0.8235
50	0.1546	0.0467	0.0333	0.0433	0.0382	0.8413	0.8491	0.8354	0.8481	0.8418
60	0.1397	0.0469	0.0346	0.0442	0.0395	0.8554	0.8616	0.8509	0.8608	0.8555
70	0.129	0.0469	0.0353	0.0493	0.0402	0.8662	0.8714	0.8624	0.8706	0.8663
80	0.1211	0.0473	0.0363	0.0455	0.0415	0.8752	0.8794	0.872	0.8789	0.8752
90	0.1144	0.0472	0.037	0.0459	0.0419	0.8824	0.886	0.8797	0.8856	0.8824
100	0.1086	0.0476	0.0377	0.0467	0.0425	0.8885	0.8917	0.8863	0.8916	0.8885
110	0.1041	0.0482	0.0385	0.0463	0.043	0.8937	0.8967	0.8919	0.8963	0.8938
120	0.1006	0.048	0.0389	0.0465	0.0433	0.8985	0.901	0.8966	0.9006	0.8984
130	0.0974	0.0483	0.0398	0.0472	0.0439	0.9025	0.9048	0.9011	0.9046	0.9025
140	0.0936	0.0486	0.0399	0.0469	0.0439	0.9059	0.9082	0.9047	0.9079	0.906
150	0.0911	0.0481	0.0407	0.0474	0.0442	0.909	0.9111	0.9082	0.911	0.9092
160	0.0895	0.0484	0.0404	0.0476	0.0446	0.9123	0.9139	0.911	0.9139	0.9123
170	0.087	0.0494	0.0414	0.0477	0.0446	0.9148	0.9166	0.914	0.9163	0.9148
180	0.0851	0.0481	0.0414	0.0481	0.0449	0.9173	0.9188	0.9164	0.9188	0.9173
190	0.0834	0.0479	0.0416	0.0475	0.0454	0.9195	0.9208	0.9187	0.9207	0.9196

Cuadro 4.2: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media*, procedimiento de Wald (W), Wilson (S), Agresti-Coull (AC), procedimiento arcoseno ajustado con $c = 1/2$ ($A_{1/2}$) y Böhning y Viwatwongkasem (BV_1) con $p \in \{0.001, \dots, 0.199\} \cup \{0.801, \dots, 0.999\}$.

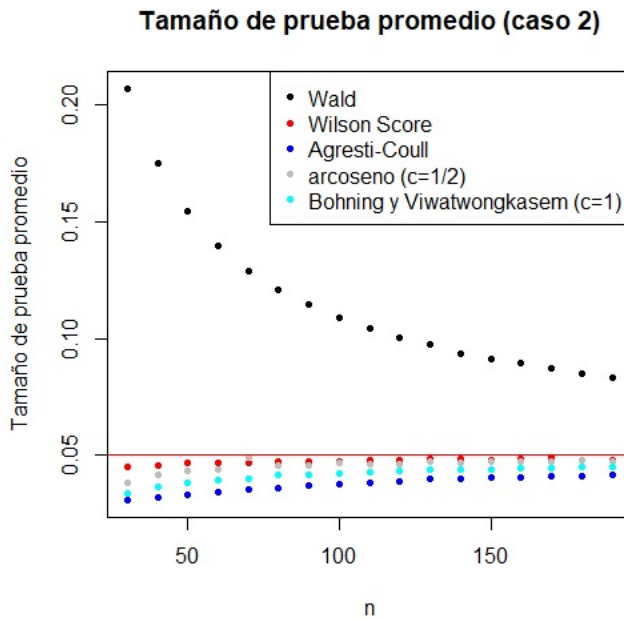


Figura 4.3: Tamaño de prueba promedio, procedimiento de Wald, Wilson, procedimiento arcoseno ajustado con $c = 1/2$ y Böhning y Viwatwongkasem ($c = 1$) con $p \in \{0.001, \dots, 0.199\} \cup \{0.801, \dots, 0.999\}$.

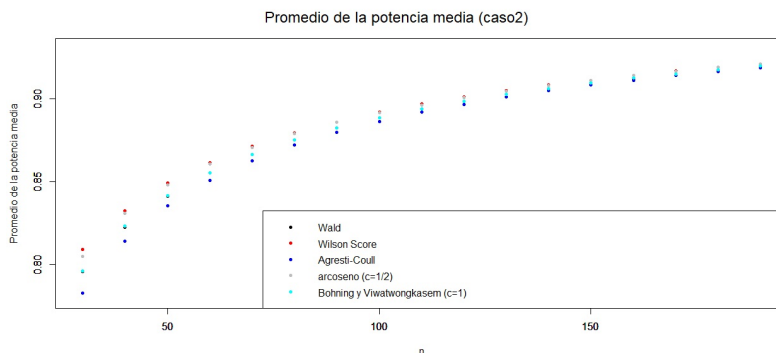


Figura 4.4: Promedio de la potencia media, procedimiento de Wald, Wilson, Agresti-Coull, procedimiento arcoseno ajustado ($c = 1/2$) y Böhning y Viwatwongkasem ($c = 1$) con $p \in \{0.001, \dots, 0.199\} \cup \{0.801, \dots, 0.999\}$.

Del cuadro 4.2, así como de las figuras 4.3 y 4.4, se deducen los siguientes resultados. Se obtiene que los resultados menos favorables, en términos de los *tamaños de prueba promedio* (MTS), se obtienen mediante el procedimiento clásico de Wald (W). Lo anterior debido a que dichos *tamaños de prueba promedio* son muy grandes y, por mucho, mayores a los obtenidos por los otros procedimientos en consideración.

Los *tamaños de prueba promedio* más cercanos a α son obtenidos mediante el procedimiento de Wilson (S). Mediante el procedimiento arcoseno ajustado con $c = 1/2$, ($A_{1/2}$), se obtienen *tamaños de prueba promedio* menores a los obtenidos mediante el procedimiento de Wilson, para $n \leq 60$. Sin embargo, para $n > 60$, prácticamente los resultados son similares.

Se obtiene que los mejores resultados, en términos del *promedio de la potencia media* (MMP), se obtienen con el procedimiento de Wilson (S), seguido del procedimiento arcoseno ajustado con $c = 1/2$, es decir, el procedimiento $A_{1/2}$. Los resultados menos favorables, en términos del *promedio de la potencia media*, son obtenidos con el procedimiento de Agresti-Coull (AC).

De los comentarios anteriores se podría concluir que, con base en el *tamaño de prueba promedio* y en el *promedio de la potencia media*, la mejor prueba es la que está basada en la estadística de Wilson. Lo anterior debido a que la prueba posee los *tamaños de prueba promedio* más cercanos a α y los *promedios de la potencia media*, obtenidos con dicho procedimiento, son los mayores.

Finalmente, se analiza un tercer caso (caso 3), en este caso se consideran valores de $p \in (0, 1)$, específicamente $p \in \{0.001, 0.002, \dots, 0.998, 0.999\}$. Nuevamente, para cada $n \in \{30, 40, \dots, 180, 190\}$ fijo, se calcula el *tamaño de prueba promedio* ($MTS_T(n)$) y el *promedio de la potencia media* ($MMP_T(n)$). Los resultados se muestran a continuación.

n	<i>Tamaño de prueba promedio</i>					<i>Promedio de la potencia media</i>				
	W	S	AC	$A_{1/2}$	BV_1	W	S	AC	$A_{1/2}$	BV_1
30	0.1243	0.0475	0.0399	0.0458	0.0503	0.7336	0.7289	0.7157	0.7286	0.7327
40	0.1085	0.0479	0.0409	0.0468	0.0498	0.7657	0.7630	0.7539	0.7629	0.7654
50	0.0985	0.0483	0.0420	0.0474	0.0496	0.7885	0.7868	0.7803	0.7868	0.7884
60	0.0916	0.0484	0.0427	0.0478	0.0493	0.8060	0.8046	0.7996	0.8047	0.8057
70	0.0864	0.0485	0.0432	0.0498	0.0493	0.8196	0.8187	0.8145	0.8187	0.8196
80	0.0825	0.0487	0.0437	0.0482	0.0493	0.8307	0.8301	0.8266	0.8301	0.8307
90	0.0795	0.0487	0.0441	0.0484	0.0493	0.8401	0.8395	0.8366	0.8395	0.8401
100	0.0769	0.0490	0.0445	0.0488	0.0492	0.8481	0.8477	0.8451	0.8477	0.8480
110	0.0748	0.0491	0.0449	0.0486	0.0493	0.8550	0.8545	0.8524	0.8546	0.8549
120	0.0731	0.0490	0.0451	0.0488	0.0493	0.8610	0.8606	0.8587	0.8607	0.8609
130	0.0715	0.0491	0.0454	0.0490	0.0492	0.8663	0.8659	0.8643	0.8661	0.8662
140	0.0697	0.0493	0.0455	0.0487	0.0492	0.8709	0.8708	0.8692	0.8707	0.8710
150	0.0687	0.0492	0.0460	0.0490	0.0491	0.8753	0.8751	0.8738	0.8751	0.8752
160	0.0681	0.0493	0.0458	0.0491	0.0493	0.8793	0.8790	0.8776	0.8791	0.8793
170	0.0668	0.0496	0.0462	0.0493	0.0493	0.8827	0.8826	0.8814	0.8827	0.8828
180	0.0658	0.0491	0.0463	0.0493	0.0493	0.8859	0.8858	0.8848	0.8859	0.8860
190	0.0650	0.0491	0.0463	0.0491	0.0493	0.8889	0.8888	0.8878	0.8888	0.8890

Cuadro 4.3: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media*, procedimiento de Wald (W), Wilson (S), Agresti-Coull (AC), procedimiento arcoseno ajustado con $c = 1/2$ ($A_{1/2}$) y Böhning y Viwatwongkasem (BV_1) con $p \in \{0.001, 0.002, \dots, 0.998, 0.999\}$.

Del cuadro 4.3, así como de las figuras 4.5 y 4.6, se concluye lo siguiente. Se obtiene que los resultados menos favorables, en términos del *tamaño de prueba promedio* (MTS), son obtenidos con el procedimiento clásico de Wald (W). Lo anterior debido a que dichos tamaños de prueba promedio se encuentran por encima de α , y son, por mucho, mayores a los obtenidos mediante los otros procedimientos considerados.

Los tamaños de prueba promedio más cercanos a α son obtenidos con el procedimiento de Böhning y Viwatwongkasem con $c = 1$, seguido del procedimiento de Wilson, siendo muy cercanos a α para ambos procedimientos. Sin embargo, la diferencia entre los tamaños de prueba promedio, para los procedimientos de Böhning y Viwatwongkasem con $c = 1$ y el procedimiento arcoseno con $c = 1/2$ ($A_{1/2}$), es muy pequeña. El procedimiento de Böhning y Viwatwongkasem con $c = 1$, no fue considerado por Martín Andrés A. y Álvarez

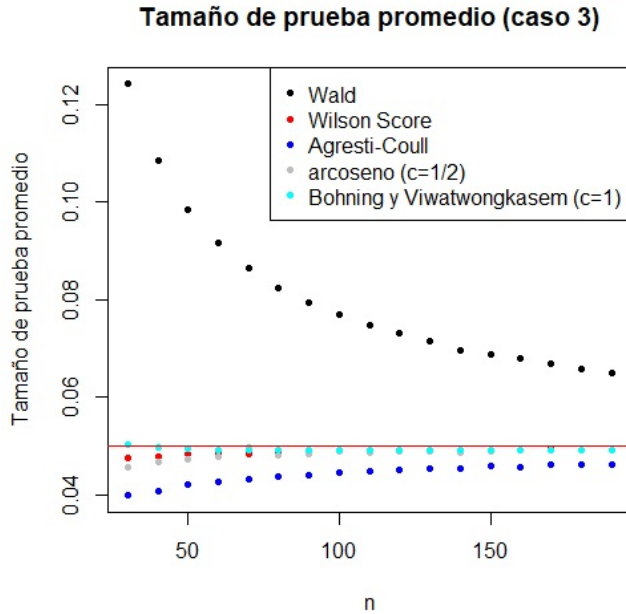


Figura 4.5: *Tamaño de prueba promedio*, procedimiento de Wald, Wilson, Agresti-Coull, Martín procedimiento arcoseno ajustado con $c = 1/2$ y Böhning y Viwatwongkasem ($c = 1$) con $p \in \{0.001, 0.002, \dots, 0.998, 0.999\}$.

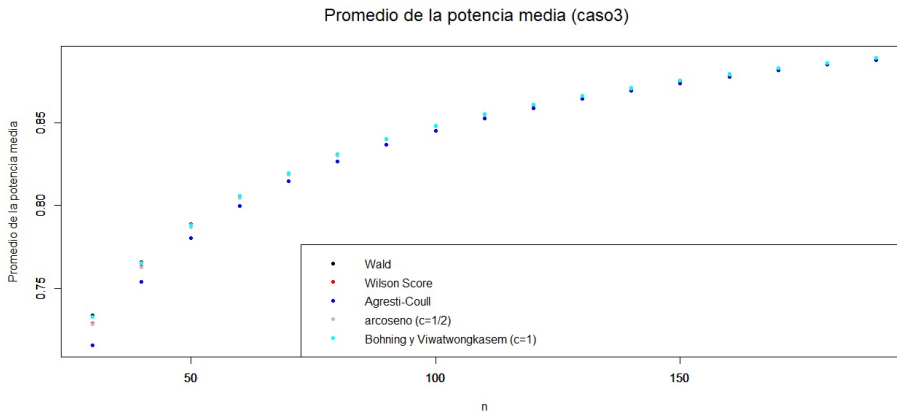


Figura 4.6: *Promedio de la potencia media*, procedimiento de Wald, Wilson, Agresti-Coull, procedimiento arcoseno ajustado ($c = 1/2$) y Böhning y Viwatwongkasem ($c = 1$) con $p \in \{0.001, 0.002, \dots, 0.998, 0.999\}$.

Hernández M. ([21]).

Se obtiene que los mejores resultados, en términos del *promedio de la potencia media* (*MMP*), se obtienen con el procedimiento clásico de Wald (*W*), seguido de los obtenidos mediante los procedimientos *BV*₁ (Böhning y Viwatwongkasem con $c = 1$), Wilson y *A*_{1/2} (procedimiento arcoseno ajustado con $c = 1/2$). Los peores resultados, en términos de *promedio de la potencia media*, se obtienen con el procedimiento de Agresti-Coull *AC*.

De los comentarios anteriores se podría concluir que, con base en el *tamaño de prueba promedio* y en el *promedio de la potencia media*, el mejor procedimiento es el Böhning y Viwatwongkasem con $c = 1$. Lo anterior debido a que el procedimiento posee los *tamaños de prueba promedio* más cercanos a α y los *promedios de la potencia media* son muy similares a los obtenidos por el procedimiento clásico de Wald, los cuales son los más grandes.

Capítulo 5

Obtención de algunos valores óptimos c

Como se mencionó anteriormente, se considera la estimación de la proporción binomial p mediante el estimador $\hat{p}_c = \frac{X+c}{n+2c}$ con c no negativo. Böhning D. y Viwatwongkasem C. en ([9]) consideran un estimador aparentemente más general para p , dicho estimador es $\frac{X+c_1}{n+c_2}$, donde c_1 y c_2 son constantes no negativas.

Se tiene $P(\text{evento}) = 1 - P(\text{no evento})$, y debido que es arbitrario lo que se llama evento o no evento, se tiene que

$$P(\text{no evento}) = (n - X + c_1)/(n + c_2),$$

en otras palabras, $P(\text{evento}) = (X + c_1)/(n + c_2) = 1 - P(\text{no evento}) = 1 - (n - X + c_1)/(n + c_2)$, es decir,

$$X + c_1 = n + c_2 - n + X - c_1,$$

se tiene que, $c_2 = 2c_1$. Así, se llega a la conclusión que $(X + c_1)/(n + c_2)$ tiene que ser de la forma $\hat{p}_c = (X + c)/(n + 2c)$.

Por lo anterior, en este trabajo no se consideran estimadores de la forma $\frac{X+c_1}{n+c_2}$, con $c_2 \neq 2c_1$.

Con la finalidad de mejorar el desempeño del procedimiento de Wald (ver sección 3.1), mediante el estimador \hat{p}_c , diversos valores de c han sido propuestos en la literatura. Por ejemplo, los valores $c = 0.5$ (ver [7] y [29]), $c = 2$ y $c = z_{\alpha/2}^2/2$ ([3] y [13]) son tradicionales, otros valores mencionados son $c = 1/6$ y $c = 1$ (ver [9] y [21]). Los estimadores del tipo $\frac{X+c}{n+2c}$ han sido sugeridos por razones meramente intuitivas, como el hecho de agregar pseudo-observaciones al número de éxitos y al número de fracasos. Otra argumentación sigue la línea bayesiana, en la que se supone una distribución a priori uniforme para p , lo que conduce a una distribución posteriori de tipo Beta con media posteriori $\frac{X+1}{n+2}$. En Böhning D. y Viwatwongkasem C. (ver [9]), los autores realizaron su análisis con base en la varianza y el sesgo del estimador \hat{p}_c , enfocándose para ello, en el error cuadrático medio de \hat{p}_c y de $\hat{p}_c(1 - \hat{p}_c)$. Obteniendo como valores óptimos c , a aquellos valores mediante los cuales se minimiza el error cuadrático medio de \hat{p}_c y de $\hat{p}_c(1 - \hat{p}_c)$, dichos valores obtenidos mediante su análisis son: $c = 1$ y $c = 0.833$, respectivamente.

En este trabajo se procederá a obtener otros valores de c , para el estimador $\frac{X+c}{n+2c}$, con base en el *tamaño de prueba* y en la *potencia*. Después, se comparará el desempeño de los valores de c obtenidos, evaluados en los estimadores $\frac{X+c}{n+2c}$, en la obtención de pruebas de hipótesis para el parámetro binomial. En la comparación se incluirá el desempeño de los valores de c más recomendados en la literatura. Lo anterior se realizará para los procedimientos de Böhning y Viwatwongkasem, Wald, arcoseno y Wilson.

Debido a que se ha observado que existen diferencias notables en el comportamiento de las pruebas de hipótesis para valores de p cercanos a los extremos del intervalo $(0, 1)$, con respecto a valores de p no cercanos a los extremos del intervalo $(0, 1)$, y también debido a que un buen método de prueba de hipótesis para un valor de p no cercano a los extremos de $(0, 1)$, no necesariamente lo será para un valor de p cercano a los extremos. En lo siguiente, se analizará por separado estos dos escenarios, es decir, cuando p es algún valor cercano a

los extremos del intervalo $(0, 1)$ y cuando no.

5.1. Método

Los valores de c que consideramos, para el presente análisis, son aquéllos en el intervalo $[0, 4]$ de la forma $\frac{i}{100}$, con $i \in \{0, 1, 2, \dots, 399, 400\}$, sea n el tamaño de muestra y $\alpha = 0.05$.

Se consideran los siguientes casos:

- **caso 1:** Valores de p no cercanos a los extremos del intervalo $(0, 1)$, específicamente, $p \in \{0.200, 0.201, \dots, 0.799, 0.800\}$.
- **caso 2:** Valores de p cercanos a los extremos de $(0, 1)$, específicamente, $p \in \{0.001, 0.002, \dots, 0.188, 0.199\} \cup \{0.801, 0.802, \dots, 0.999\}$.
- **caso 3:** Valores de p en $(0, 1)$ con incrementos de un milésimo, es decir. $p \in \{0.001, 0.002, \dots, 0.998, 0.999\}$.

En lo siguiente, para cada n fijo, se determinará el valor de c mediante el cual se obtiene el *tamaño de prueba promedio* ($MTS_T(n)$) más cercano a $\alpha = 0.05$. El *tamaño de prueba promedio* se obtiene al promediar los *tamaños de prueba* para los valores de p , para n fijo, donde p depende del caso que se esté considerando. De la misma manera, para cada n fijo, se determinará el valor de c mediante el cual se obtiene el *promedio de la potencia media* ($MMP_T(n)$) más cercano a 1. El *promedio de la potencia media* se obtiene al promediar las *potencias medias* para los valores de p , para n fijo, donde p depende del caso que se esté considerando. Dichos valores serán considerados óptimos.

Lo anterior se realizará para los procedimientos de Böhning y Viwatwongkasem (BV_c), Wald ajustado (W_c), arcoseno ajustado (A_c) y Wilson ajustado (S_c).

5.2. Procedimiento Böhning y Viwatwongkasem (BV_c)

Como fue mencionado anteriormente, se consideran los valores de $c \in [0, 4]$ de la forma $\frac{i}{100}$ con $i \in \{0, 1, \dots, 399, 400\}$, y de esos valores se obtiene el valor óptimo c mediante el cual se obtiene el *tamaño de prueba promedio* más cercano a $\alpha = 0.05$, para n fijo, con $n \in \{30, 31, \dots, 199, 200\}$ y p dependiendo del caso considerado. Lo anterior fue realizado en los tres casos mencionados anteriormente, empleando el procedimiento de Böhning y Viwatwongkasem (ver sección 3.1). La figura 5.1, así como el cuadro 5.1, presentan los resultados.

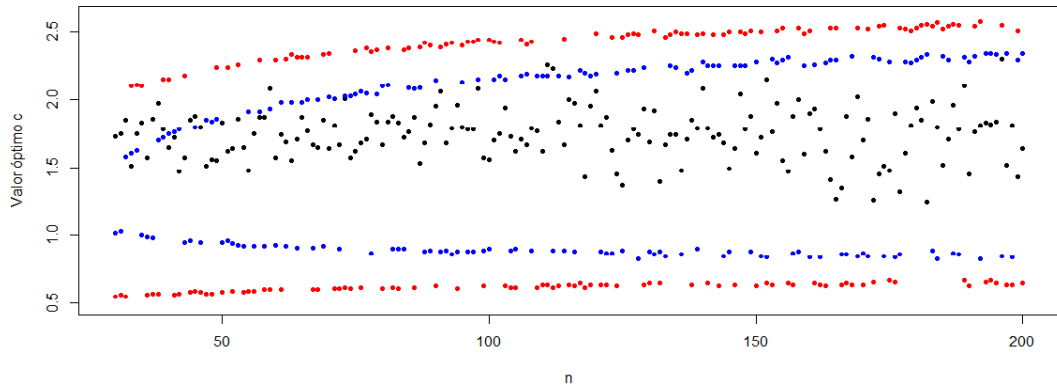


Figura 5.1: Valores óptimos c , con base en el *tamaño de prueba promedio*, para $n \in \{30, 31, \dots, 300\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 1 (\bullet), caso 2 (\bullet) y caso 3 (\bullet).

caso				caso				caso				caso			
n	1	2	3	n	1	2	3	n	1	2	3	n	1	2	3
30	1.73	0.55	1.02	73	2.01	0.62	2.03	116	1.97	0.63	0.88	159	1.6	2.49	2.25
31	1.75	0.56	1.03	74	1.57	0.61	2.03	117	1.81	0.65	2.22	160	1.9	2.51	0.84
32	1.85	0.55	1.58	75	1.62	2.36	2.04	118	1.43	0.62	2.2	161	1.93	0.65	2.26
33	1.51	2.1	1.61	76	1.68	0.62	2.06	119	1.95	0.64	2.18	162	1.78	0.64	0.84
34	1.75	2.11	1.63	77	1.71	2.38	2.05	120	2.06	2.49	2.19	163	1.62	0.63	2.27
35	1.83	2.1	1	78	1.89	2.35	0.87	121	1.81	0.64	0.88	164	1.41	2.53	2.29
36	1.57	0.56	0.99	79	1.84	2.37	2.04	122	1.87	0.64	0.87	165	1.27	2.53	2.29
37	1.86	0.57	0.98	80	1.67	0.61	2.1	123	1.63	2.46	0.87	166	1.35	0.64	0.86
38	1.97	0.57	1.7	81	1.84	2.38	2.11	124	1.45	0.63	2.2	167	1.88	0.65	0.86
39	1.78	2.15	1.72	82	1.88	0.62	0.9	125	1.37	2.46	0.89	168	1.58	0.64	2.32
40	1.65	2.15	1.75	83	1.83	0.61	0.9	126	1.7	2.48	2.22	169	2.02	2.53	0.85
41	1.72	0.56	1.76	84	1.72	2.37	0.9	127	1.78	2.49	2.22	170	1.7	0.64	0.87
42	1.47	0.57	1.78	85	1.76	2.38	2.09	128	1.74	2.48	0.83	171	1.86	2.52	0.85
43	1.57	2.18	0.95	86	1.87	0.62	2.08	129	1.93	0.64	2.24	172	1.26	0.66	2.31
44	1.85	0.58	0.96	87	1.53	2.39	2.09	130	1.69	0.65	0.88	173	1.45	2.54	2.3
45	1.88	0.59	1.8	88	1.68	2.42	0.88	131	1.92	2.51	0.86	174	1.51	2.55	0.85
46	1.8	0.58	0.95	89	1.82	2.4	0.89	132	1.4	0.65	0.88	175	1.48	0.67	2.28
47	1.51	0.57	1.85	90	1.95	0.63	2.14	133	1.67	2.46	0.85	176	1.9	0.66	0.84
48	1.56	0.57	1.84	91	2.06	2.39	0.88	134	1.74	2.48	2.25	177	1.32	2.53	0.86
49	1.55	2.24	1.86	92	1.68	2.41	0.89	135	1.74	2.5	2.24	178	1.61	2.52	2.28
50	1.83	0.58	0.95	93	1.79	2.42	0.86	136	1.48	2.49	0.86	179	1.81	2.51	2.27
51	1.62	2.24	0.96	94	1.96	0.61	0.88	137	1.71	2.49	2.2	180	1.94	2.53	2.29
52	1.64	0.59	0.94	95	1.8	2.4	2.13	138	1.85	0.64	2.22	181	1.85	2.55	2.31
53	1.86	2.26	0.93	96	1.78	2.43	0.88	139	1.79	2.48	0.9	182	1.25	2.56	2.33
54	1.65	0.58	0.92	97	1.78	2.43	0.88	140	2.08	2.49	2.28	183	1.99	2.54	0.89
55	1.48	0.59	1.91	98	2.08	2.44	2.15	141	1.79	0.65	2.25	184	1.8	2.57	0.83
56	1.75	0.59	0.92	99	1.57	0.63	0.89	142	1.72	2.48	2.25	185	1.52	2.52	2.32
57	1.87	2.29	1.91	100	1.56	2.44	0.9	143	1.74	0.63	2.25	186	1.71	2.54	2.29
58	1.87	0.6	0.92	101	1.7	2.43	2.15	144	1.68	2.48	0.85	187	1.96	2.56	0.87
59	2.08	0.6	1.93	102	1.75	2.42	2.18	145	1.49	2.5	0.88	188	1.78	2.55	0.86
60	1.57	2.29	0.93	103	1.94	0.63	2.15	146	1.64	0.64	2.25	189	2.1	0.67	2.31
61	1.74	0.6	1.98	104	1.73	0.62	0.89	147	2.04	2.5	2.25	190	1.45	0.63	2.28
62	1.69	2.3	0.92	105	1.62	0.62	0.9	148	1.78	2.49	2.25	191	1.76	2.54	2.32
63	1.55	2.33	1.98	106	1.71	2.44	2.18	149	1.88	2.51	0.88	192	1.81	2.58	0.83
64	1.71	2.31	0.91	107	1.67	2.41	2.19	150	1.61	0.63	2.28	193	1.83	0.66	2.34
65	1.87	2.31	1.98	108	1.79	2.43	0.89	151	1.72	2.5	0.85	194	1.82	0.67	2.34
66	1.77	2.31	2	109	1.77	0.62	2.18	152	2.15	0.65	0.84	195	1.84	0.65	2.33
67	1.67	0.6	0.91	110	1.62	0.64	2.18	153	1.76	0.64	2.3	196	2.3	2.55	0.85
68	1.65	0.6	2	111	2.26	0.64	2.18	154	1.97	2.51	2.27	197	1.52	0.64	2.34
69	1.85	2.33	0.92	112	2.23	0.62	0.89	155	1.55	2.53	2.29	198	1.81	0.64	0.84
70	1.64	2.34	2.02	113	1.84	0.63	2.18	156	1.47	0.65	2.31	199	1.43	2.51	2.29
71	1.81	0.61	2.01	114	1.67	2.45	0.89	157	1.88	0.64	0.87	200	1.64	0.65	2.34
72	1.67	0.61	0.9	115	2	0.64	2.17	158	2	2.53	0.88				

Cuadro 5.1: Valores óptimos c con base en el *tamaño de prueba promedio*, mediante el procedimiento de Böhning y Viwatwongkasem para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$.

De la figura 5.1, así como del cuadro 5.1, se puede observar que para el caso 1 (p no cercano a los extremos del intervalo $(0, 1)$), los valores óptimos c , se encuentran entre los valores 1.5 y 2. Tomando el promedio de los valores óptimos c , se obtiene un valor promedio de $c = 1.74$, dicho valor será llamado un valor óptimo promedio para el primer caso. Para el caso 2 (p cercano a los extremos del intervalo $(0, 1)$), se observa que los valores óptimos c , se aglomeran alrededor de dos valores: los cuales serán los valores óptimos promedio para el segundo caso (dichos valores se obtienen al promediar los valores óptimos cercanos a cada uno de estos dos valores), y son 0.62 y 2,43. Para el caso 3 (p en $(0,1)$), los valores óptimos c oscilan alrededor de 0.89 y 2.14, de manera similar al caso 2, dichos valores serán los valores óptimos promedio en este tercer caso.

De manera similar, utilizando el procedimiento de Böhning y Viwatwongkasem para n fijo, con $n \in \{30, 31, \dots, 199, 200\}$ y p dependiendo del caso que se considere, se obtuvo el valor óptimo c , mediante el cual se obtiene el *promedio de la potencia media* más cercano a 1, en los tres casos mencionados anteriormente. La figura 5.2, así como el cuadro 5.2, muestran los resultados.

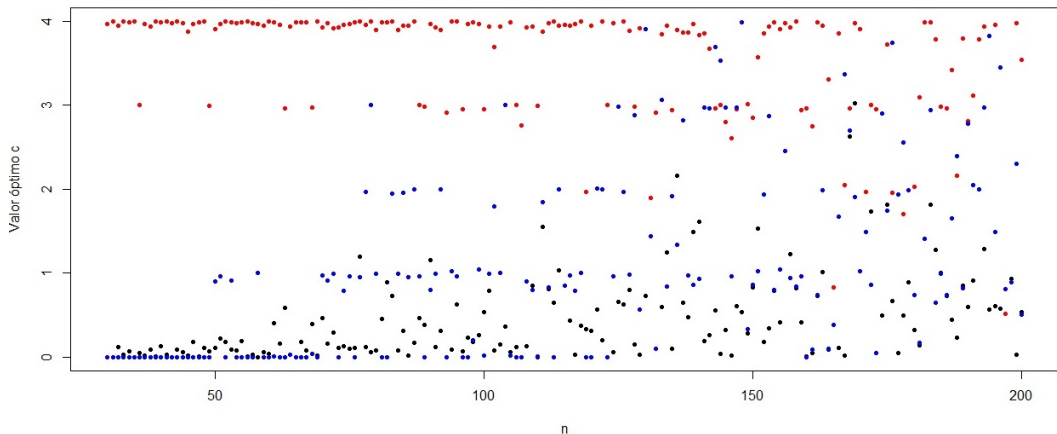


Figura 5.2: Valores óptimos c con base en el *promedio de la potencia media*, $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 1 (\bullet), caso 2 (\bullet) y caso 3 (\bullet).

caso				caso				caso				caso			
n	1	2	3	n	1	2	3	n	1	2	3	n	1	2	3
30	0	3.97	0	73	0.11	3.93	0	116	0.44	3.95	0.97	159	0.41	2.94	0.96
31	0	4	0	74	0.13	3.96	0.79	117	0.03	3.97	0.79	160	0.01	2.96	0
32	0.12	3.95	0	75	0.1	3.97	0.96	118	0.37	4	1	161	0.05	2.75	0.09
33	0.03	4	0	76	0.11	3.99	0	119	0.33	1.97	0	162	0.73	3.99	0.74
34	0.07	3.99	0	77	1.2	4	0.95	120	0.31	3.95	0	163	1.01	3.95	1.99
35	0	4	0	78	0.12	3.96	1.97	121	0.57	2.01	2.01	164	0.09	3.31	0.1
36	0.05	3	0	79	0.06	4	3	122	0.2	4	2	165	0.38	0.83	0.38
37	0.02	3.97	0	80	0.08	3.9	0.99	123	0	3	0	166	0.11	3.86	1.67
38	0.09	3.94	0	81	0.46	3.99	0	124	0.06	3.98	0.96	167	0.02	2.05	3.37
39	0.01	4	0	82	0.89	3.99	0	125	0.66	2.98	2.98	168	2.63	2.96	2.7
40	0.13	3.99	0	83	0.73	4	1.95	126	0.63	4	1.97	169	3.02	3.98	1.91
41	0.03	4	0	84	0.08	3.9	0.99	127	0.8	3.89	0.98	170	1.02	3.91	1.02
42	0	3.98	0	85	0.31	3.95	1.96	128	0.15	2.98	2.88	171	1.49	1.97	1.49
43	0.09	4	0	86	0.02	3.95	0.95	129	0.03	3.92	0.57	172	1.73	3	0.86
44	0.06	3.98	0	87	0.17	4	2	130	0.73	3.91	3.91	173	0.05	2.95	0.05
45	0.02	3.88	0	88	0.47	3	0.96	131	1.44	1.9	1.44	174	0.5	2.9	2.9
46	0.18	3.97	0	89	0.38	2.98	0	132	0.1	2.91	0.1	175	1.82	3.73	1.75
47	0.01	3.99	0	90	1.16	3.97	0.8	133	0.6	3.85	3.07	176	0.67	1.96	3.75
48	0.11	4	0	91	0.12	3.93	0.99	134	1.25	3.95	0.84	177	0.05	1.94	1.94
49	0.07	2.99	0	92	0.31	3.9	2	135	0.1	2.94	1.92	178	0.5	1.7	2.56
50	0.11	3.91	0.9	93	0	2.91	0	136	2.16	3.9	1.34	179	0.89	1.99	1.99
51	0.22	3.97	0.96	94	0.09	4	1.02	137	0.65	3.87	2.82	180	0.32	2.03	0.74
52	0.18	4	0	95	0.63	4	0.96	138	0.48	3.87	0.97	181	0.14	3.1	0.17
53	0.09	3.99	0.91	96	0.07	2.95	0	139	1.49	3.97	0.86	182	1.41	3.99	1.41
54	0.08	3.98	0	97	0.23	3.97	0	140	1.61	3.84	0.93	183	1.82	3.99	2.94
55	0.19	3.99	0	98	0.18	3.99	0.2	141	0.19	3.86	2.97	184	1.28	3.79	0.65
56	0.01	4	0	99	0.26	3.97	1.04	142	0.26	3.67	2.96	185	1	2.98	0.99
57	0.03	3.98	0	100	0.54	2.95	0.02	143	0.56	2.96	3.69	186	0.73	2.96	0.74
58	0	3.97	1	101	0.79	3.94	0.99	144	0.04	3	3.53	187	0.45	3.42	1.65
59	0.06	3.95	0	102	0.08	3.7	1.8	145	0.32	2.8	2.97	188	0.23	2.16	2.39
60	0.04	4	0	103	0.15	3.94	1	146	0.02	2.61	0.96	189	0.85	3.8	0.82
61	0.4	3.99	0.01	104	0.36	3	3	147	0.61	2.95	2.97	190	0.6	2.81	2.78
62	0.16	3.96	0	105	0.06	3.99	0.02	148	0.54	3.99	3.99	191	0.91	3.12	2.05
63	0.59	2.96	0	106	0.12	3	0	149	0.28	3.01	0.33	192	2	3.79	2
64	0.03	3.94	0.03	107	0	2.76	0	150	0.83	2.85	0.86	193	1.29	3.94	2.97
65	0	3.99	0	108	0.13	3.93	0.9	151	1.53	3.57	1.02	194	0.57	3.83	3.83
66	0.18	3.99	0	109	0.85	3.94	0.8	152	0.18	3.86	1.94	195	0.61	3.96	1.49
67	0.08	3.99	0	110	0	2.99	0.01	153	0.34	3.94	2.87	196	0.58	3.45	3.45
68	0.39	2.97	0.04	111	1.55	3.88	1.85	154	0.79	3.99	0.8	197	0.81	0.52	0.81
69	0.02	4	0	112	0.81	3.98	0.83	155	0.41	3.91	1.04	198	0.93	0.89	0.89
70	0.47	3.93	0.97	113	0.65	4	0	156	2.46	3.98	2.46	199	0.03	3.98	2.3
71	0.16	3.98	0.91	114	1.03	3.95	2	157	1.23	3.93	0.94	200	0.54	3.54	0.51
72	0.29	3.92	0.99	115	0.85	3.96	0.85	158	0.82	4	0.84				

Cuadro 5.2: Valores óptimos c con base en el *promedio de la potencia media*, mediante el procedimiento de Böhning y Viwatwongkasem para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$.

Con base en el *promedio de la potencia media*, los valores óptimos c no presentan aglomeración a algún valor (o valores) en específico, lo cual sí ocurría en el caso del *tamaño de prueba promedio*. En este caso, los valores óptimos se encuentran dispersos entre 0 y 4, para los tres casos. Se podría encontrar posibles candidatos a valores óptimos promedio c , de la misma manera que en el caso de los *tamaño de prueba promedio*. Es decir, promediando los valores óptimos cercanos a algún valor en que cual oscilan una gran cantidad de valores óptimos, realizando lo anterior los valores obtenidos serían: 0, 1, 2, 3 y 4. A excepción de $c = 1$ y $c = 2$, los demás valores otorgan *tamaños de prueba promedio* muy grandes, especialmente para valores de p cercanos a 0 o a 1.

De esta manera, con base en el *tamaño de prueba promedio* y en el *promedio de la potencia media*, se obtienen 6 valores óptimos promedio c , los cuales son; 1.74, 2.43, 0.62, 0.89, 2.14 y 2. Mediante el procedimiento de Böhning D. y Viwatwongkasem C., los valores antes mencionados, serán comparados conjuntamente con el valor $c = 1$, que de acuerdo con el análisis presentado en Böhning D. y Viwatwongkasem C. (ver [9]), es el óptimo. Las figuras siguientes muestran los resultados, con base en el *tamaño de prueba promedio*, para los casos 1, 2 y 3.

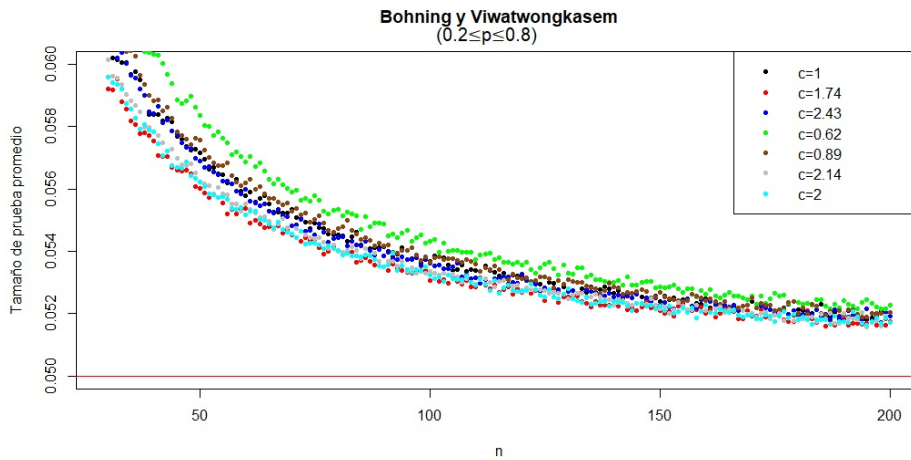


Figura 5.3: *Tamaño de prueba promedio* para los valores óptimos promedio c , con $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 1.

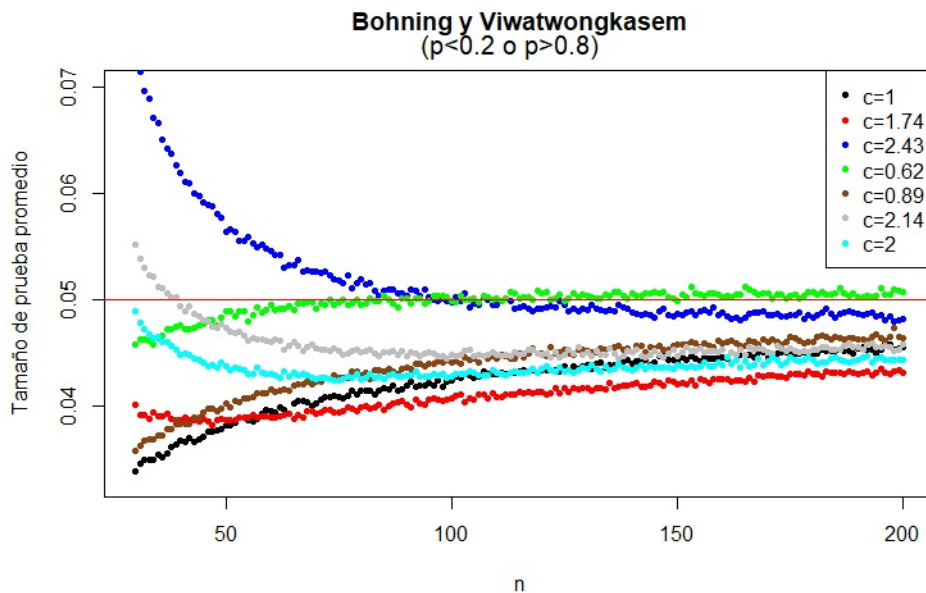


Figura 5.4: *Tamaño de prueba promedio* para los valores óptimos promedio c , con $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 2.

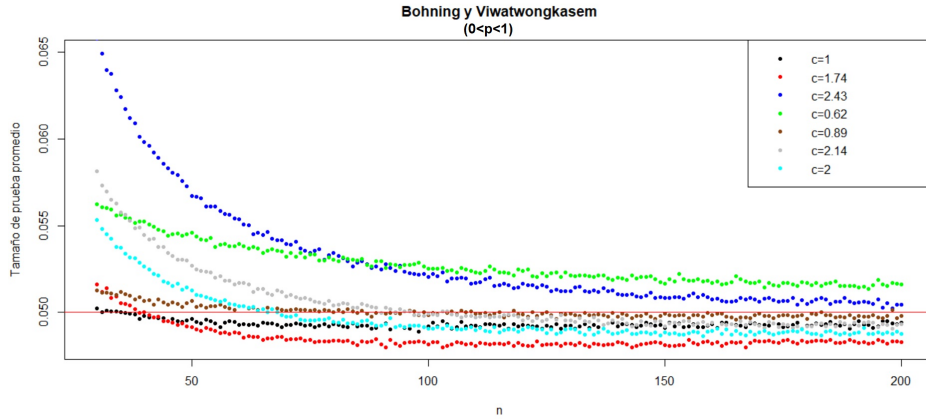


Figura 5.5: *Tamaño de prueba promedio* para los valores óptimos promedio c , con $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 3.

De las figuras anteriores, así como de los cuadros 1 - 4 (ver Apéndice .1.), se observa que: Para el caso 1 (ver figura 5.3), los valores de c mediante los cuales se obtienen *tamaños de prueba promedio* más cercanos a 0.05 son, en este orden, $c = 1.71, 2$ y 2.14 , aunque la diferencia no es tan grande, es decir, todos los valores c presentan un desempeño similar.

Para el caso 2 (ver figura 5.4), el valor de c mediante el cual se obtienen *tamaños de prueba promedio* más cercanos a $\alpha = 0.05$ es $c = 0.62$, seguido de 2.14 y 2 . En este caso se observa que los valores $c = 2.43, 1, 1.74$ y 0.89 , presentan un mal desempeño, en especial para tamaños de muestra pequeños.

Finalmente para el caso 3 (ver figura 5.5), se observa que de los tres valores restantes, es decir, $0.62, 2.14$ y 2 , el valor $c = 0.62$ tiene un mal desempeño, dejando solo a dos valores con el mejor desempeño. El valor $c = 2.14$ presenta un mejor desempeño que $c = 2$ en el caso 2, y el caso 3, presenta un desempeño aceptable y para tamaños de muestra mayores que 80, presenta un mejor desempeño. Además, se tiene que la diferencia entre el *tamaño de prueba promedio* (obtenido mediante $c = 2.14$) y $\alpha = 0.05$ es a lo más 0.0056 para cualquier n , cuando p está cercano a 0 o a 1 (caso 1).

El valor de $c = 1$, recomendado en Böhning y Viwatwongkasem otorga *tamaños de prueba promedio* grandes, comparados con los obtenidos mediante $c = 2$ y $c = 2.14$, para el caso 1. Para el caso 2, mediante el valor $c = 1$ se obtienen *tamaños de prueba promedio* muy pequeños, para n no grandes. Además, los *tamaños de prueba promedio*, obtenidos mediante $c = 1$, siempre se encuentran más alejados de $\alpha = 0.05$ que los obtenidos mediante $c = 2.14$.

Las siguientes figuras muestran el *promedio de la potencia media* para los *valores óptimos promedio* mencionados anteriormente, para las **casos 1, 2 y 3**.

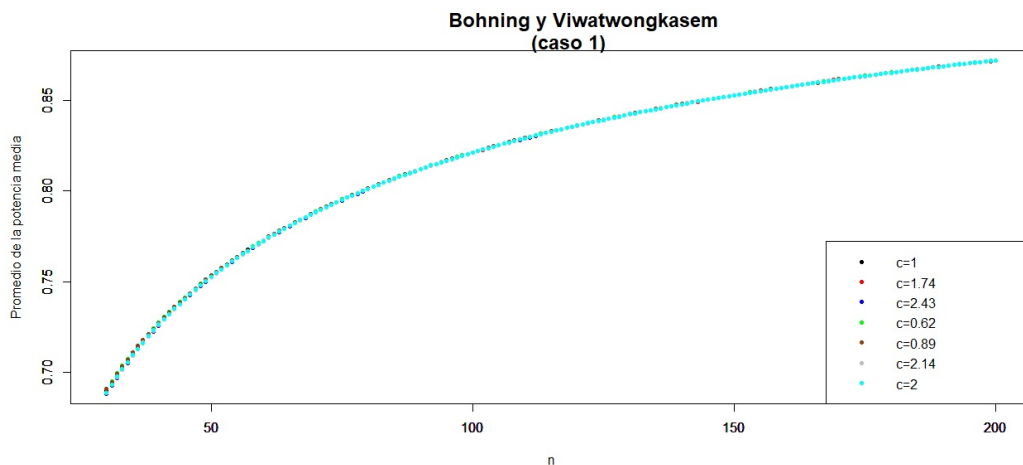


Figura 5.6: *Promedio de la potencia media* para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, para el caso 1.

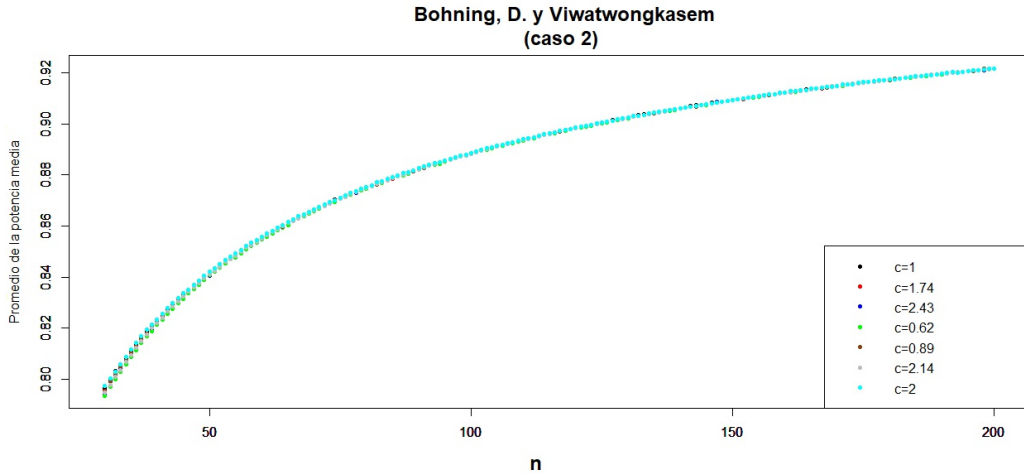


Figura 5.7: *Promedio de la potencia media* para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, para el caso 2.

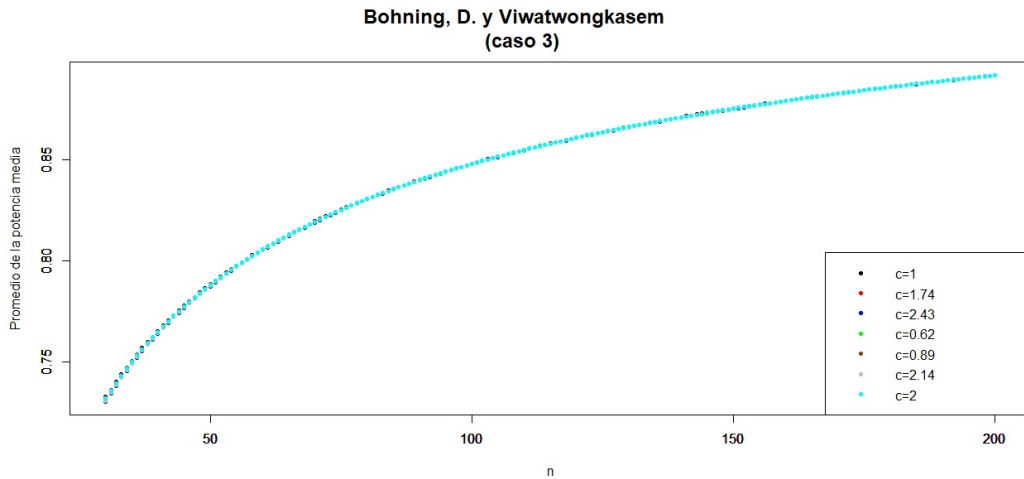


Figura 5.8: *Promedio de la potencia media* para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, para el caso 2.

De las figuras anteriores, así como de los cuadros 1 - 4 (ver Apéndice .1.), puede observarse que: Para el caso 1 (ver figura 5.6), el valor de $c = 0.62$, es el que presenta el *promedio de la potencia media* más grande, los valores de $c = 2$

y $c = 2.14$ presentan *promedios de la potencia media* bastante similares, pero inferiores, a los obtenidos mediante $c = 0.62$. Para el caso 2 (ver figura 5.7), el *promedio de la potencia media* más grande se obtiene con $c = 2$, seguido de $c = 1$. Para el caso 3 (ver figura 5.8), el *promedio de la potencia media* más grande se obtiene con $c = 0.62$, seguido de $c = 0.89$. Sin embargo, en los tres casos, el *promedio de la potencia media* es bastante similar para todos los *valores óptimos promedio*, es decir, la diferencia es mínima.

5.3. Procedimiento de Wald ajustado (W_c)

De manera similar a lo realizado en la sección anterior, para cada $n \in \{30, 31, \dots, 199, 200\}$, se obtendrán los *valores óptimos c* , mediante los cuales se obtienen los *tamaños de prueba promedio* más cercanos a $\alpha = 0.05$ con n fijo y p variando de acuerdo al caso que se considere. Lo anterior será ahora realizado para el procedimiento de Wald ajustado (ver sección 3.1), en los tres casos mencionados anteriormente. La figura 5.9, así como el cuadro 5.3, presentan los resultados obtenidos.

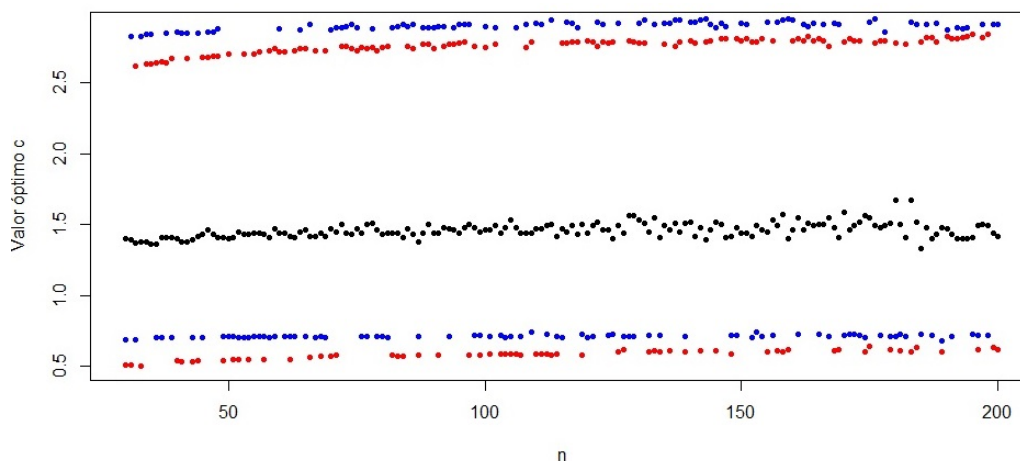


Figura 5.9: Valores óptimos c con base en el *tamaño de prueba promedio*, $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 1 (\bullet), caso 2 (\bullet) y caso 3 (\bullet).

caso				caso				caso				caso			
n	1	2	3	n	1	2	3	n	1	2	3	n	1	2	3
30	1.4	0.51	0.69	73	1.44	2.76	2.9	116	1.45	2.78	2.93	159	1.4	0.62	2.95
31	1.39	0.51	2.83	74	1.43	2.74	2.91	117	1.49	2.79	2.92	160	1.46	2.8	2.94
32	1.37	2.62	0.69	75	1.47	2.73	2.89	118	1.43	2.79	2.89	161	1.55	2.81	0.73
33	1.38	0.5	2.83	76	1.44	2.75	0.71	119	1.5	0.58	0.73	162	1.46	2.8	2.91
34	1.38	2.63	2.84	77	1.5	2.74	0.71	120	1.44	2.8	0.7	163	1.51	2.83	2.9
35	1.36	2.63	2.84	78	1.51	2.75	2.88	121	1.49	2.79	0.71	164	1.49	2.8	2.92
36	1.36	2.64	0.7	79	1.46	2.73	0.71	122	1.52	2.76	2.93	165	1.5	2.81	0.73
37	1.41	2.65	0.7	80	1.43	2.75	0.71	123	1.46	2.79	2.91	166	1.5	2.8	2.91
38	1.41	2.64	2.85	81	1.44	2.76	0.7	124	1.46	2.78	0.72	167	1.55	2.76	0.71
39	1.41	2.67	0.7	82	1.44	0.58	2.89	125	1.4	2.79	0.73	168	1.48	0.61	2.92
40	1.4	0.54	2.86	83	1.44	0.57	2.9	126	1.49	0.6	2.92	169	1.41	0.62	2.91
41	1.38	0.53	2.85	84	1.41	0.57	2.91	127	1.44	0.62	0.71	170	1.59	2.79	0.72
42	1.38	2.67	2.85	85	1.47	2.76	2.9	128	1.56	2.8	0.71	171	1.46	2.81	0.73
43	1.39	0.53	0.7	86	1.43	2.74	2.91	129	1.56	2.79	0.71	172	1.49	2.8	0.73
44	1.42	0.54	2.85	87	1.38	0.58	0.71	130	1.53	2.78	2.92	173	1.52	2.8	0.72
45	1.43	2.68	0.7	88	1.44	2.77	2.89	131	1.51	2.78	2.94	174	1.56	0.6	0.7
46	1.46	2.68	2.86	89	1.5	2.77	2.89	132	1.45	0.6	0.72	175	1.55	0.64	2.93
47	1.43	2.69	2.86	90	1.44	2.74	2.89	133	1.55	0.61	2.91	176	1.49	2.78	2.95
48	1.41	2.69	2.88	91	1.44	0.58	2.9	134	1.41	0.6	0.72	177	1.48	2.8	0.72
49	1.41	0.54	0.71	92	1.48	2.76	2.9	135	1.49	2.77	2.92	178	1.49	2.8	2.86
50	1.4	2.7	0.71	93	1.47	2.77	0.71	136	1.46	0.61	2.92	179	1.51	0.62	0.71
51	1.41	0.55	0.71	94	1.46	2.77	2.89	137	1.51	2.76	2.94	180	1.67	2.78	0.71
52	1.45	0.55	0.7	95	1.44	2.78	2.91	138	1.45	2.79	2.94	181	1.5	0.61	0.73
53	1.43	2.7	0.7	96	1.48	2.79	2.91	139	1.51	0.6	0.71	182	1.41	2.77	0.71
54	1.43	0.55	0.7	97	1.5	0.58	2.91	140	1.52	2.8	2.93	183	1.67	0.6	2.93
55	1.44	2.7	0.71	98	1.48	2.76	0.72	141	1.42	2.78	2.93	184	1.52	0.63	2.91
56	1.44	2.72	0.71	99	1.45	0.58	0.72	142	1.48	0.61	2.94	185	1.33	2.79	0.73
57	1.43	0.55	0.71	100	1.46	2.75	2.9	143	1.39	2.79	2.95	186	1.48	2.82	2.91
58	1.41	2.73	0.7	101	1.46	0.59	0.71	144	1.46	2.8	2.91	187	1.4	2.82	0.72
59	1.47	2.74	0.71	102	1.49	2.77	2.89	145	1.52	0.61	2.89	188	1.43	2.79	2.92
60	1.44	2.72	2.88	103	1.44	0.59	0.72	146	1.5	2.81	2.92	189	1.48	0.6	0.68
61	1.44	2.72	0.71	104	1.48	0.59	0.7	147	1.41	2.81	2.9	190	1.47	2.83	2.87
62	1.42	0.55	0.71	105	1.53	0.59	0.71	148	1.42	0.59	0.72	191	1.43	2.81	0.71
63	1.41	2.73	0.71	106	1.48	0.59	2.89	149	1.48	2.81	0.72	192	1.4	2.81	2.89
64	1.45	2.74	2.87	107	1.44	0.58	0.71	150	1.44	2.8	2.92	193	1.4	2.82	2.88
65	1.46	2.74	0.71	108	1.44	2.75	2.91	151	1.44	2.81	2.91	194	1.4	2.83	2.89
66	1.42	0.56	2.91	109	1.44	2.79	0.74	152	1.42	2.79	0.7	195	1.41	2.84	0.73
67	1.42	2.73	0.7	110	1.47	0.59	2.92	153	1.49	2.79	0.74	196	1.49	0.62	0.72
68	1.44	0.57	0.71	111	1.47	0.59	2.91	154	1.46	2.81	0.71	197	1.5	2.82	2.91
69	1.42	2.73	0.7	112	1.49	0.59	0.73	155	1.45	0.6	2.93	198	1.49	2.84	0.72
70	1.47	0.57	2.87	113	1.5	0.58	2.94	156	1.53	2.8	0.72	199	1.44	0.63	2.91
71	1.45	0.58	2.89	114	1.42	0.59	0.71	157	1.49	0.61	2.93	200	1.42	0.62	2.91
72	1.5	2.76	2.89	115	1.47	2.78	0.7	158	1.57	0.6	2.94				

Cuadro 5.3: Valores óptimos c con base en el *tamaño de prueba promedio*, mediante el procedimiento de Wald para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$.

De la figura 5.9, así como del cuadro 5.3, se puede observar que para el caso

1 (p no cercano a 0 o a 1), los *valores óptimos* c oscilan alrededor de 1.46, dicho valor es el promedio de los valores óptimos c para $n \in \{30, 31, \dots, 199, 200\}$ y por tanto será un *valor óptimo promedio*. Para el caso 2 (p cercano a 0 o a 1) se observa que los valores óptimos c oscilan alrededor de dos valores, dichos valores serán los *valores óptimos promedio* para este caso, y son 0.58 y 2.76. De la misma manera para el caso 3 ($p \in (0, 1)$), los valores óptimos c oscilan alrededor de 0.71 y 2.9, dichos valores serán los *valores óptimos promedio* en el tercer caso.

De manera similar, utilizando el procedimiento de Wald ajustado, para cada $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ se obtiene el valor óptimo c mediante el cual se logra el *promedio de la potencia media* más cercano a 1, con n fijo y p variando de acuerdo al caso que se considere. Lo anterior se realiza en los tres casos mencionados anteriormente, la figura 5.10, así como el cuadro 5.4, muestran los resultados.

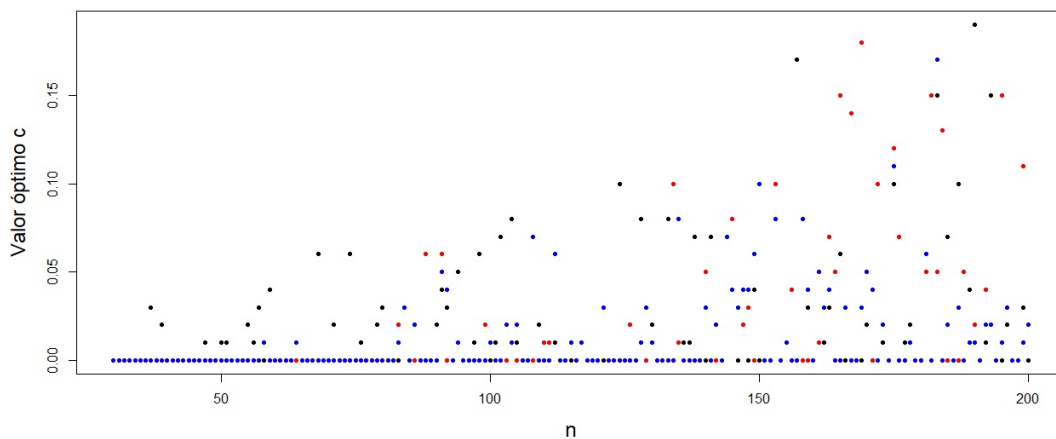


Figura 5.10: Valores óptimos c con base en el *promedio de la potencia media*, $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 1 (\bullet), caso 2 (\bullet) y caso 3 (\bullet).

caso				caso				caso				caso			
n	1	2	3	n	1	2	3	n	1	2	3	n	1	2	3
30	0	0	0	73	0	0	0	116	0	0	0	159	0.03	0	0.04
31	0	0	0	74	0.06	0	0	117	0.01	0.01	0.01	160	0	0	0
32	0	0	0	75	0	0	0	118	0	0	0	161	0.05	0.01	0.05
33	0	0	0	76	0.01	0	0	119	0	0	0	162	0.01	0.03	0.03
34	0	0	0	77	0	0	0	120	0	0	0	163	0.03	0.07	0.04
35	0	0	0	78	0	0	0	121	0	0.03	0.03	164	0	0.05	0
36	0	0	0	79	0.02	0	0	122	0	0	0	165	0.06	0.15	0
37	0.03	0	0	80	0.03	0	0	123	0	0	0	166	0	0.03	0.03
38	0	0	0	81	0	0	0	124	0.1	0	0	167	0	0.14	0
39	0.02	0	0	82	0	0	0	125	0	0	0	168	0	0	0
40	0	0	0	83	0	0.02	0.01	126	0	0.02	0	169	0	0.18	0.03
41	0	0	0	84	0.03	0.03	0.03	127	0	0	0	170	0.02	0.05	0.05
42	0	0	0	85	0	0	0	128	0.08	0.01	0.01	171	0.04	0	0.04
43	0	0	0	86	0.02	0	0.02	129	0.03	0	0.03	172	0	0.1	0
44	0	0	0	87	0	0	0	130	0.02	0.01	0.01	173	0.01	0.02	0.02
45	0	0	0	88	0	0.06	0	131	0	0	0	174	0	0	0
46	0	0	0	89	0	0	0	132	0	0	0	175	0.1	0.12	0.11
47	0.01	0	0	90	0.02	0	0	133	0.08	0	0	176	0	0.07	0
48	0	0	0	91	0.04	0.06	0.05	134	0	0.1	0	177	0.01	0	0
49	0	0	0	92	0.03	0	0.04	135	0.08	0.01	0.08	178	0.02	0.01	0.01
50	0.01	0	0	93	0	0	0	136	0.01	0	0	179	0	0	0
51	0.01	0	0	94	0.05	0.01	0.01	137	0.01	0	0	180	0	0	0
52	0	0	0	95	0	0	0	138	0.07	0	0	181	0.06	0.05	0.06
53	0	0	0	96	0	0	0	139	0	0	0	182	0	0.15	0
54	0	0	0	97	0.01	0	0	140	0	0.05	0.03	183	0.15	0.05	0.17
55	0.02	0	0	98	0.06	0	0	141	0.07	0	0	184	0	0.13	0
56	0.01	0	0	99	0	0.02	0	142	0.02	0	0.02	185	0.07	0	0.02
57	0.03	0	0	100	0	0.01	0.01	143	0	0	0	186	0	0	0
58	0	0.01	0.01	101	0.01	0	0	144	0.07	0.07	0.07	187	0.1	0	0.03
59	0.04	0	0	102	0.07	0	0	145	0.04	0.08	0.04	188	0	0.05	0
60	0	0	0	103	0.02	0	0.02	146	0	0.03	0.03	189	0.04	0.01	0.01
61	0	0	0	104	0.08	0.01	0.01	147	0.04	0.02	0.04	190	0.19	0.02	0.01
62	0	0	0	105	0.01	0	0.02	148	0	0.03	0.04	191	0	0	0
63	0	0	0	106	0	0	0	149	0.04	0	0.06	192	0.01	0.04	0.02
64	0.01	0	0.01	107	0	0	0	150	0	0.1	0.1	193	0.15	0.02	0.02
65	0	0	0	108	0.07	0	0.07	151	0	0	0	194	0	0	0
66	0	0	0	109	0.02	0	0	152	0	0	0	195	0	0.15	0.01
67	0	0	0	110	0	0.01	0	153	0.08	0.1	0.08	196	0.02	0.03	0.03
68	0.06	0	0	111	0	0.01	0	154	0	0	0	197	0	0	0
69	0	0	0	112	0.01	0.06	0.06	155	0.01	0.01	0.01	198	0	0	0
70	0	0	0	113	0	0	0	156	0	0.04	0	199	0.03	0.11	0.01
71	0.02	0	0	114	0	0	0	157	0.17	0	0	200	0	0.02	0.02
72	0	0	0	115	0	0.01	0.01	158	0.08	0	0.08				

Cuadro 5.4: Valores óptimos c con base en el *promedio de la potencia media*, mediante el procedimiento de Wald ajustado para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$.

De la figura 5.10, así como del cuadro 5.4, se puede observar que los valores óptimos c con base en el *promedio de la potencia media*, siempre son muy cercanos a cero, obteniendo valores promedio de: 0, 0.01 y 0.01 para los casos 1, 2 y 3, respectivamente. Se podría considerar a dichos valores como *valores óptimo promedio c* , sin embargo, mediante dichos valores se obtienen comportamientos inadecuados y similares al obtenido con $c = 0$, específicamente, se obtienen *tamaños de prueba* muy grandes. Por lo tanto, con base en el *promedio de la potencia media*, no obtenemos ningún valor óptimo promedio c .

De esta manera, con base en el *tamaño de prueba promedio* se obtienen 5 *valores óptimos promedio c* , dichos valores son; 1.46, 2.76, 0.58, 2.9 y 0.71. Mediante el procedimiento de Wald ajustado, dichos valores serán comparados conjuntamente con el valor de $c = 2$, que de acuerdo con el análisis presentado en Martín Andrés A. y Álvarez Hernández M. ([21]), es el óptimo. Las figuras siguientes muestran los resultados, con base en el *tamaño de prueba promedio*, para los casos 1, 2 y 3.

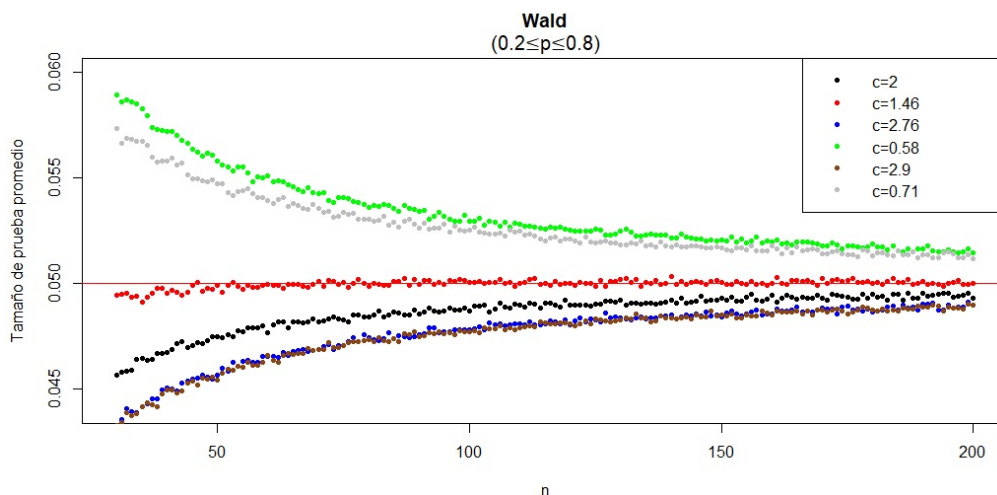


Figura 5.11: *Tamaño de prueba promedio* para los *valores óptimos promedio c* , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, para el caso 1.

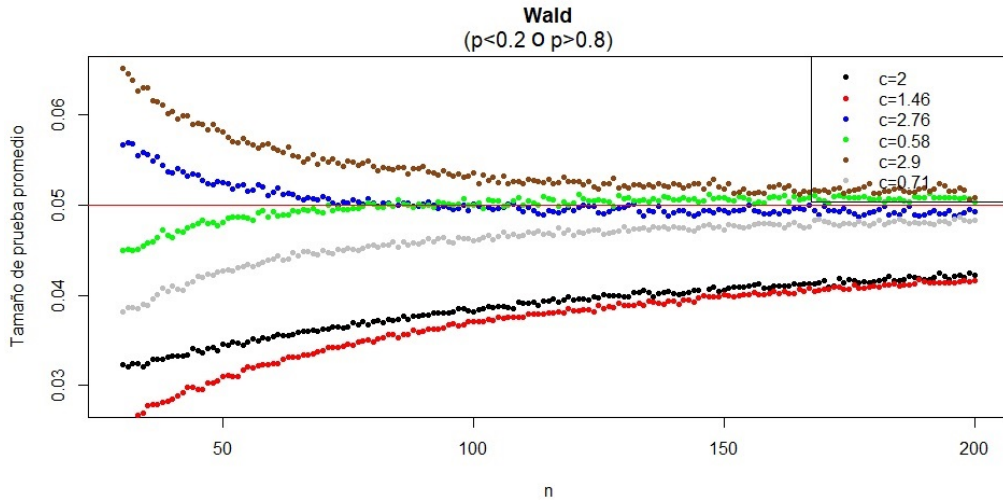


Figura 5.12: *Tamaño de prueba promedio* para los *valores óptimos promedio* c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, para el caso 2.

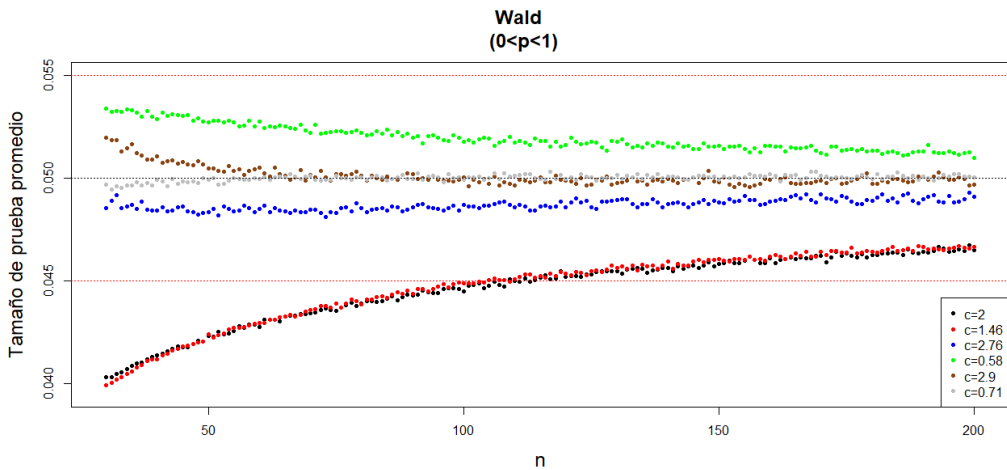


Figura 5.13: *Tamaño de prueba promedio* para los *valores óptimos promedio* c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, para el caso 3.

De las figuras anteriores, así como de los cuadros 5-8 (ver Apéndice .1.), se puede observar que: Para el caso 1 (ver figura 5.11), los valores de c que otorgan *tamaños de prueba promedio* más cercanos a $\alpha = 0.05$ son, en este

orden, $c = 1.46, 2$ y 0.71 .

Para el caso 2 (ver figura 5.12), los valores de c que otorgan *tamaños de prueba promedio* más cercanos a 0.05 son, en este orden, $c = 0.58, 2.76$ y 0.71 . Los valores $c = 2.9, 1.46$ y 2 presentan un desempeño inadecuado en este caso.

Finalmente, para el caso 3 (ver figura 5.13), de los valores $c = 0.58, 2.76$ y 0.71 , mediante $c = 0.58$ se obtiene un desempeño inadecuado. Y de $c = 2.76$ y 0.71 , el mejor desempeño es obtenido con $c = 0.71$.

El valor de $c = 2$, recomendado en Martín Andrés A. y Álvarez Hernández M. ([21]), presenta *tamaños de prueba promedio* bastante alejados de 0.05 comparados con los obtenidos mediante $0.71, 0.58$ y 2.76 y 2.9 , cuando p está cerca de 0 o de 1 (caso 2), situación similar ocurre para en caso 3. Mientras que cuando p no está cercano a 0 o a 1 (caso 1), los *tamaños de prueba promedio* son de los más cercanos a 0.05 , solo después de $c = 1.46$.

El valor de $c = 0.71$ presenta un desempeño bastante aceptable en términos del *tamaño de prueba promedio*, lo anterior debido a que los valores obtenidos, se encuentran cercanos a $\alpha = 0.05$, en el caso 1. Para el caso 2, los *tamaños de prueba promedio* son de los más cercanos a α . Y para el caso 3, son los más cercanos. Aunque el único defecto sería que dichos *tamaños de prueba promedio* son mayores a 0.05 para el caso 1, es decir, el procedimiento es liberal en el caso 1.

Las siguientes figuras muestran los *promedios de la potencia media*, obtenidos mediante los *valores óptimos promedio c* mencionados anteriormente, para las casos 1, 2 y 3.

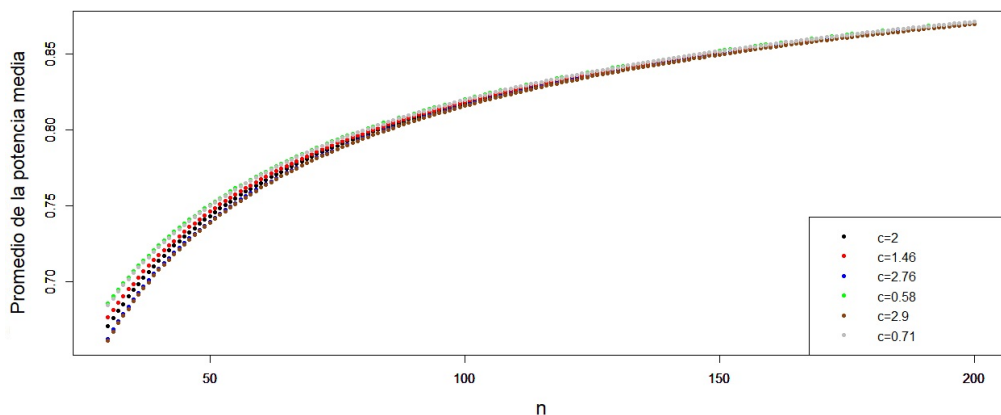


Figura 5.14: *Promedio de la potencia media* para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, para el caso 1.

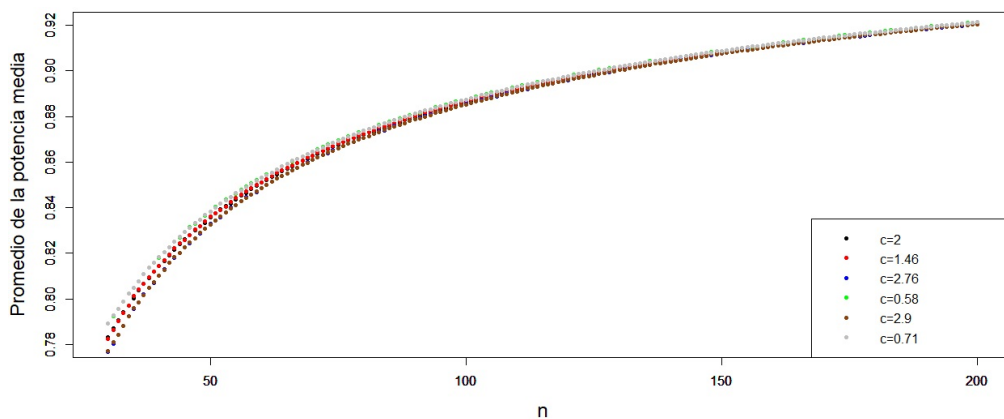


Figura 5.15: *Promedio de la potencia media* para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, para el caso 2.

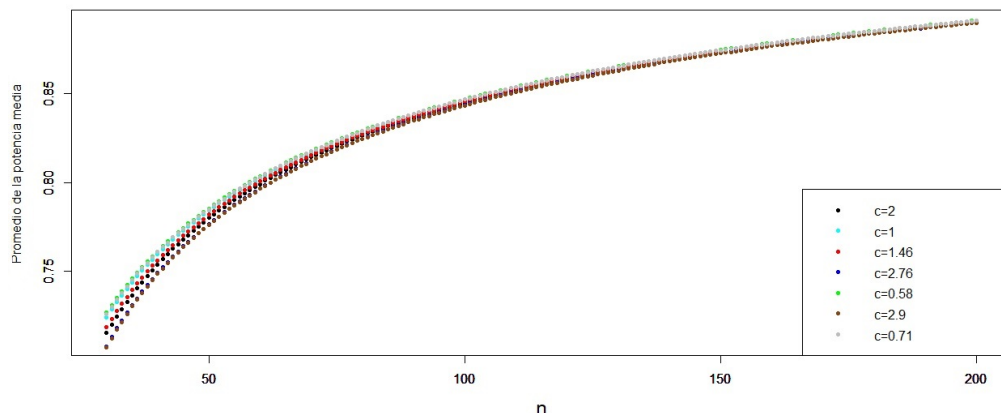


Figura 5.16: *Promedio de la potencia media* para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, para el caso 2.

De las figuras anteriores, así como de los cuadros 5 - 8 (ver Apéndice .1.), se puede observar que: Para los casos 1 y 3 (ver figuras 5.14 y 5.16), el valor de $c = 0.58$, es el que presenta el *promedio de la potencia media* más grande, seguido de $c = 0.71$. Mientras que para el caso 2 (ver figura 5.15), el *promedio de la potencia media* más grande se obtiene con $c = 0.71$.

Se puede observar que el valor $c = 2$, recomendado como óptimo mediante el análisis de Martín Andrés A. y Álvarez Hernández M. (ver [21]), tiene un mal desempeño en términos de la *potencia media*, en los tres casos los *promedios de la potencia media* más grandes se obtienen con otros valores.

Nuevamente, para los tres casos, el *promedio de la potencia media* es bastante similar para todos los *valores óptimos promedio*., es decir, la diferencia es mínima.

5.4. Procedimiento arco seno ajustado (A_c)

De manera similar a lo realizado en las secciones anteriores, para cada $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$, se obtendrán los *valores óptimos c*, mediante los cuales se obtienen los *tamaños de prueba promedio* más cercanos a $\alpha = 0.05$, para n fijo

y p variando de acuerdo al caso que se considere. Lo anterior es realizado en los tres casos mencionados anteriormente, empleando el procedimiento arco seno ajustado (ver sección 3.1). La figura 5.17, así como el cuadro 5.5, presentan los resultados obtenidos.

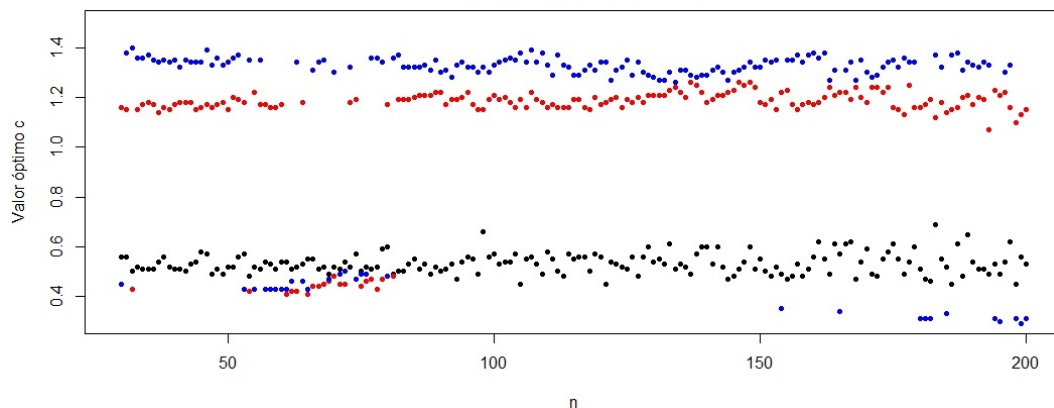


Figura 5.17: *Valores óptimos c con base en el tamaño de prueba promedio, $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 1 (\bullet), caso 2 (\bullet) y caso 3 (\bullet).*

caso				caso				caso				caso			
n	1	2	3	n	1	2	3	n	1	2	3	n	1	2	3
30	0.56	1.16	0.45	73	0.52	1.18	1.32	116	0.56	1.19	1.29	159	0.51	1.18	1.37
31	0.56	1.15	1.38	74	0.57	1.19	0.47	117	0.56	1.16	1.31	160	0.56	1.17	1.38
32	0.5	0.43	1.4	75	0.5	0.44	0.49	118	0.5	1.15	1.33	161	0.62	1.18	1.36
33	0.52	1.15	1.36	76	0.52	0.46	0.49	119	0.57	1.2	1.31	162	0.55	1.2	1.38
34	0.51	1.17	1.36	77	0.51	0.47	1.36	120	0.56	1.17	1.34	163	0.49	1.24	1.27
35	0.51	1.18	1.37	78	0.52	0.43	1.36	121	0.45	1.18	1.34	164	0.61	1.21	1.31
36	0.51	1.17	1.35	79	0.59	0.47	1.34	122	0.54	1.19	1.27	165	0.57	1.22	0.34
37	0.54	1.14	1.34	80	0.6	1.17	0.48	123	0.53	1.2	1.31	166	0.61	1.22	1.31
38	0.56	1.16	1.35	81	0.49	0.48	1.36	124	0.52	1.16	1.32	167	0.62	1.19	1.34
39	0.52	1.15	1.34	82	0.5	1.19	1.37	125	0.51	1.19	1.35	168	0.47	1.24	1.27
40	0.51	1.17	1.35	83	0.5	1.19	1.32	126	0.56	1.18	1.29	169	0.54	1.2	1.35
41	0.51	1.18	1.32	84	0.53	1.19	1.32	127	0.48	1.2	1.34	170	0.59	1.18	1.3
42	0.5	1.18	1.35	85	0.55	1.2	1.32	128	0.56	1.18	1.3	171	0.49	1.24	1.28
43	0.53	1.18	1.34	86	0.51	1.21	1.32	129	0.6	1.21	1.29	172	0.48	1.24	1.29
44	0.54	1.15	1.34	87	0.53	1.21	1.33	130	0.54	1.21	1.28	173	0.55	1.22	1.32
45	0.58	1.16	1.34	88	0.49	1.21	1.31	131	0.55	1.21	1.27	174	0.58	1.24	1.34
46	0.57	1.17	1.39	89	0.52	1.22	1.35	132	0.53	1.21	1.27	175	0.61	1.16	1.35
47	0.49	1.16	1.33	90	0.5	1.22	1.3	133	0.61	1.23	1.3	176	0.55	1.15	1.32
48	0.51	1.17	1.36	91	0.51	1.17	1.31	134	0.51	1.24	1.26	177	0.49	1.13	1.36
49	0.49	1.18	1.33	92	0.53	1.19	1.28	135	0.53	1.22	1.31	178	0.54	1.25	1.34
50	0.52	1.15	1.34	93	0.47	1.19	1.33	136	0.52	1.2	1.31	179	0.6	1.16	1.34
51	0.52	1.2	1.36	94	0.54	1.2	1.34	137	0.49	1.26	1.29	180	0.51	1.16	0.31
52	0.56	1.19	1.37	95	0.56	1.22	1.32	138	0.57	1.25	1.28	181	0.47	1.17	0.31
53	0.57	1.18	0.43	96	0.55	1.17	1.32	139	0.6	1.22	1.29	182	0.46	1.19	0.31
54	0.48	0.42	1.35	97	0.49	1.15	1.3	140	0.6	1.18	1.29	183	0.69	1.12	1.37
55	0.52	1.22	0.43	98	0.66	1.15	1.32	141	0.53	1.19	1.31	184	0.55	1.18	1.32
56	0.51	1.17	1.35	99	0.56	1.19	1.3	142	0.6	1.21	1.32	185	0.52	1.14	0.33
57	0.54	1.17	0.43	100	0.57	1.21	1.33	143	0.52	1.21	1.3	186	0.45	1.15	1.37
58	0.53	1.16	0.43	101	0.53	1.19	1.34	144	0.47	1.22	1.27	187	0.61	1.16	1.38
59	0.51	1.16	0.43	102	0.54	1.2	1.35	145	0.48	1.23	1.3	188	0.48	1.2	1.31
60	0.54	1.17	0.43	103	0.54	1.18	1.36	146	0.51	1.26	1.31	189	0.65	1.21	1.34
61	0.54	0.41	0.43	104	0.57	1.16	1.35	147	0.54	1.25	1.32	190	0.54	1.17	1.33
62	0.51	0.42	0.46	105	0.45	1.19	1.38	148	0.6	1.26	1.34	191	0.51	1.2	1.32
63	0.52	0.42	1.34	106	0.55	1.16	1.34	149	0.51	1.24	1.32	192	0.51	1.19	1.34
64	0.53	1.18	0.46	107	0.56	1.22	1.39	150	0.55	1.18	1.32	193	0.49	1.07	1.33
65	0.55	0.41	0.43	108	0.53	1.19	1.34	151	0.5	1.17	1.35	194	0.53	1.23	0.31
66	0.55	0.44	1.31	109	0.49	1.18	1.38	152	0.48	1.19	1.34	195	0.49	1.21	0.3
67	0.51	0.44	1.34	110	0.58	1.16	1.33	153	0.52	1.15	1.35	196	0.54	1.22	1.3
68	0.52	0.45	1.35	111	0.55	1.17	1.29	154	0.49	1.22	0.35	197	0.62	1.16	1.33
69	0.49	0.46	0.47	112	0.5	1.16	1.37	155	0.47	1.23	1.35	198	0.45	1.1	0.31
70	0.52	0.48	1.3	113	0.48	1.16	1.33	156	0.48	1.17	1.35	199	0.56	1.13	0.29
71	0.51	0.45	0.49	114	0.57	1.16	1.32	157	0.53	1.15	1.37	200	0.53	1.15	0.31
72	0.54	0.45	0.5	115	0.55	1.19	1.29	158	0.48	1.17	1.34				

Cuadro 5.5: *Valores óptimos c con base en el tamaño de prueba promedio, mediante el procedimiento arco seno ajustado, para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$.*

De la figura 5.17, así como del cuadro 5.5, se puede observar que para el caso 1 (p no cercano a 0 o a 1), los *valores óptimos c* oscilan alrededor de 0.53, dicho valor es el promedio de los *valores óptimos c* para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y por tanto será un *valor óptimo promedio*. Para el caso 2 (p cercano a 0 o a 1), se observa que los *valores óptimos c* oscilan alrededor de dos valores, los cuales serán los *valores óptimos promedio* para este caso, dichos valores son: 0.44 y 1.19. De la misma manera, para el caso 3 ($p \in (0, 1)$) los *valores óptimos c* oscilan alrededor de 0.4 y 1.33, dichos valores serán los *valores óptimos promedio* en el tercer caso.

De igual manera, utilizando el procedimiento arcoseno ajustado y para cada $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$, se encuentra el valor óptimo c mediante el cual se obtiene el *promedio de la potencia media* más cercano a 1, con n fija y p variando de acuerdo al caso que se considere. Lo anterior se realiza en los tres casos mencionados anteriormente. La figura 5.18, así como el cuadro 5.6, muestran los resultados.

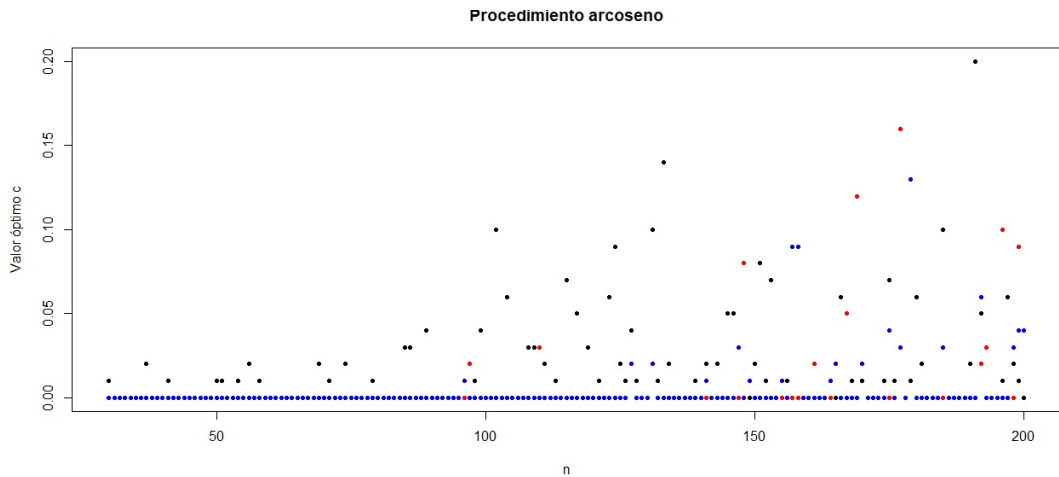


Figura 5.18: *Valores óptimos* de c con base en el *promedio de la potencia media*, $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 1 (\bullet), caso 2 (\bullet) y caso 3 (\bullet).

caso				caso				caso				caso			
n	1	2	3	n	1	2	3	n	1	2	3	n	1	2	3
30	0.01	0	0	73	0	0	0	116	0	0	0	159	0	0	0
31	0	0	0	74	0.02	0	0	117	0.05	0	0	160	0	0	0
32	0	0	0	75	0	0	0	118	0	0	0	161	0	0.02	0
33	0	0	0	76	0	0	0	119	0.03	0	0	162	0	0	0
34	0	0	0	77	0	0	0	120	0	0	0	163	0	0	0
35	0	0	0	78	0	0	0	121	0.01	0	0	164	0.01	0	0.01
36	0	0	0	79	0.01	0	0	122	0	0	0	165	0	0.02	0.02
37	0.02	0	0	80	0	0	0	123	0.06	0	0	166	0.06	0	0
38	0	0	0	81	0	0	0	124	0.09	0	0	167	0	0.05	0
39	0	0	0	82	0	0	0	125	0.02	0	0	168	0.01	0	0
40	0	0	0	83	0	0	0	126	0.01	0	0	169	0	0.12	0
41	0.01	0	0	84	0	0	0	127	0.04	0.02	0.02	170	0.01	0.02	0.02
42	0	0	0	85	0.03	0	0	128	0.01	0	0	171	0	0	0
43	0	0	0	86	0.03	0	0	129	0	0	0	172	0	0	0
44	0	0	0	87	0	0	0	130	0	0	0	173	0	0	0
45	0	0	0	88	0	0	0	131	0.1	0.02	0.02	174	0.01	0	0
46	0	0	0	89	0.04	0	0	132	0.01	0	0	175	0.07	0	0.04
47	0	0	0	90	0	0	0	133	0.14	0	0	176	0.01	0	0
48	0	0	0	91	0	0	0	134	0.02	0	0	177	0.03	0.16	0.03
49	0	0	0	92	0	0	0	135	0	0	0	178	0	0	0
50	0.01	0	0	93	0	0	0	136	0	0	0	179	0.01	0.13	0.13
51	0.01	0	0	94	0	0	0	137	0	0	0	180	0.06	0	0
52	0	0	0	95	0	0	0	138	0	0	0	181	0.02	0	0
53	0	0	0	96	0.01	0	0.01	139	0.01	0	0	182	0	0	0
54	0.01	0	0	97	0	0.02	0	140	0	0	0	183	0	0	0
55	0	0	0	98	0.01	0	0	141	0.02	0	0.01	184	0	0	0
56	0.02	0	0	99	0.04	0	0	142	0	0	0	185	0.1	0	0.03
57	0	0	0	100	0	0	0	143	0.02	0	0	186	0	0	0
58	0.01	0	0	101	0	0	0	144	0	0	0	187	0	0	0
59	0	0	0	102	0.1	0	0	145	0.05	0	0	188	0	0	0
60	0	0	0	103	0	0	0	146	0.05	0	0	189	0	0	0
61	0	0	0	104	0.06	0	0	147	0	0	0.03	190	0.02	0	0
62	0	0	0	105	0	0	0	148	0	0.08	0	191	0.2	0	0
63	0	0	0	106	0	0	0	149	0	0.01	0.01	192	0.05	0.02	0.06
64	0	0	0	107	0	0	0	150	0.02	0	0	193	0	0.03	0
65	0	0	0	108	0.03	0	0	151	0.08	0	0	194	0	0	0
66	0	0	0	109	0.03	0	0	152	0.01	0	0	195	0	0	0
67	0	0	0	110	0	0.03	0	153	0.07	0	0	196	0.01	0.1	0
68	0	0	0	111	0.02	0	0	154	0	0	0	197	0.06	0	0
69	0.02	0	0	112	0	0	0	155	0.01	0	0.01	198	0.02	0	0.03
70	0	0	0	113	0.01	0	0	156	0.01	0	0	199	0.01	0.09	0.04
71	0.01	0	0	114	0	0	0	157	0.09	0	0.09	200	0	0.04	0.04
72	0	0	0	115	0.07	0	0	158	0.09	0	0.09				

Cuadro 5.6: *Valores óptimos c con base en el promedio de la potencia media, mediante el procedimiento arco seno ajustado para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$.*

De la figura 5.18, así como del cuadro 5.6, se puede observar que los valores óptimos c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y con base en el *promedio de la potencia media* son muy pequeños en los tres casos y estos alcanzan valores promedio de: 0.01, 0.01 y 0, para los casos 1, 2 y 3, respectivamente. El desempeño del procedimiento arco seno cuando $c = 0$ es bastante inadecuado (ver [21]) y cuando $c = 0.01$ se obtiene un comportamiento bastante similar. Por esta razón, en este análisis, no se consideran a estos valores como *valores óptimos promedio*. Por lo tanto con base en el *promedio de la potencia media*, no obtenemos un *valor óptimo promedio c*.

De esta manera, con base en el *tamaño de prueba promedio* se obtienen 5 valores óptimos promedio c , dichos valores son; 0.53, 1.19, 0.44, 0.4 y 1.33. Mediante el procedimiento arco seno, dichos valores serán comparados conjuntamente con el valor de $c = 0.5$, que de acuerdo con el análisis presentado en Martín Andrés A. y Álvarez Hernández M. ([21]), es el óptimo. Las figuras siguientes muestran los resultados, con base en el *tamaño de prueba promedio*, para los casos 1, 2 y 3.

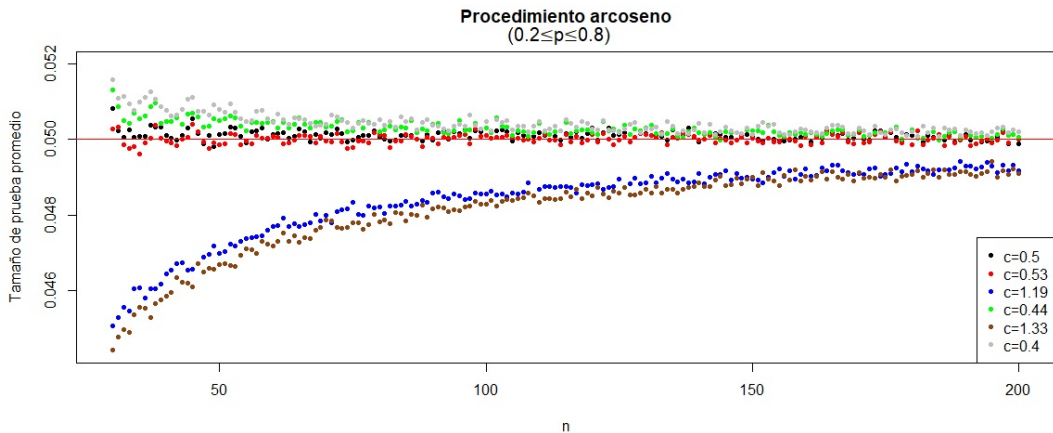


Figura 5.19: *Tamaño de prueba promedio* para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, para el caso 1.

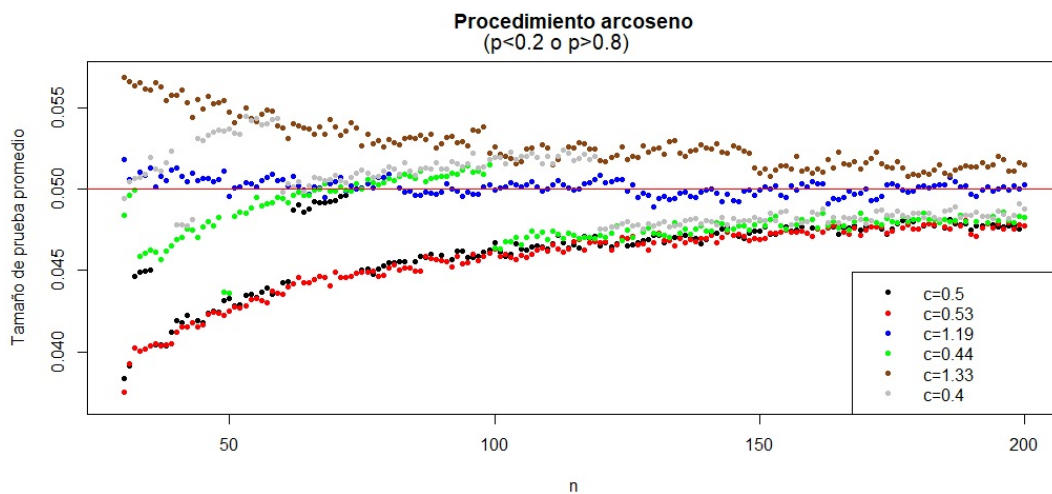


Figura 5.20: *Tamaño de prueba promedio* para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, para el caso 2.

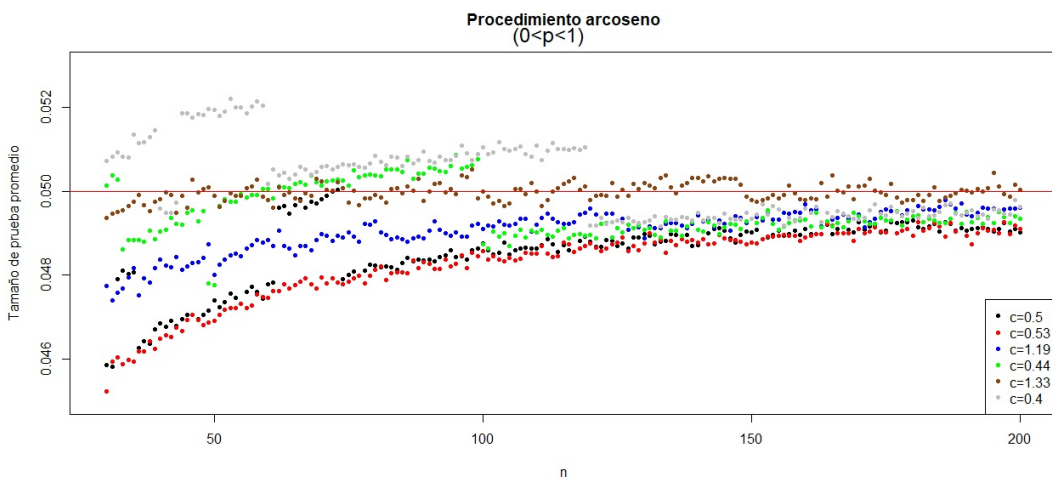


Figura 5.21: *Tamaño de prueba promedio* para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, para el caso 1.

De las figuras anteriores, así como de los cuadros 9 - 12 (ver Apéndice .1.), se puede observar que: Cuando p no está cercano a 0 o a 1, es decir, en el caso 1 (ver figura 5.19), los valores de c mediante los cuales se obtienen *tamaños*

de prueba promedio más cercanos a $\alpha = 0.05$ son, en este orden, $c = 0.53$, 0.5 , 0.44 y 0.4 . Los valores $c = 1.19$ y 1.33 presentan un comportamiento bastante inadecuado, comparado con el que presentan los demás valores, para el caso 1.

Cuando p está cercano a 0 o 1 , es decir, en el caso 2 (ver figura 5.20), los valores de c mediante los cuales se obtienen los *tamaños de prueba promedio* más cercanos a 0.05 son, en este orden, $c = 1.19$, 0.44 y 0.4 . El mal desempeño de $c = 1.19$ ya fue ilustrado en el caso 1 (ver figura 5.19), así que solo nos quedamos con $c = 0.44$ y 0.4 .

Finalmente en el caso 3 (ver figura 5.21), el valor $c = 0.44$ presenta un mejor desempeño que $c = 0.4$, sobre todo para tamaños de muestra pequeños.

El valor de $c = 0.5$, recomendado en Martín Andrés A. y Álvarez Hernández M. (ver [21]) presenta *tamaños de prueba promedio* alejados de 0.05 , comparados a los obtenidos mediante 1.19 y 0.44 , para los casos 2 y 3. Mientras que cuando p no está cercano a 0 o a 1 (caso 1), los *tamaños de prueba promedio* son de los más cercanos solo después de los obtenidos con $c = 0.53$.

El valor de $c = 0.44$ presenta un buen desempeño en términos del *tamaño de prueba promedio*, ya que para el caso 1 se obtienen *tamaños de prueba promedio* cercanos a $\alpha = 0.05$. Para el caso 2, los *tamaños de prueba promedio* obtenidos mediante $c = 0.44$, son los segundos más cercanos a 0.05 , solo después de $c = 1.19$. Y para el caso 3, los *tamaños de prueba promedio* son de los más cercanos solo después de los obtenidos con $c = 1.33$.

Las siguientes figuras muestran los *promedios de la potencia media* obtenidos mediante los *valores óptimos promedio* c mencionados anteriormente, para las casos 1, 2 y 3.

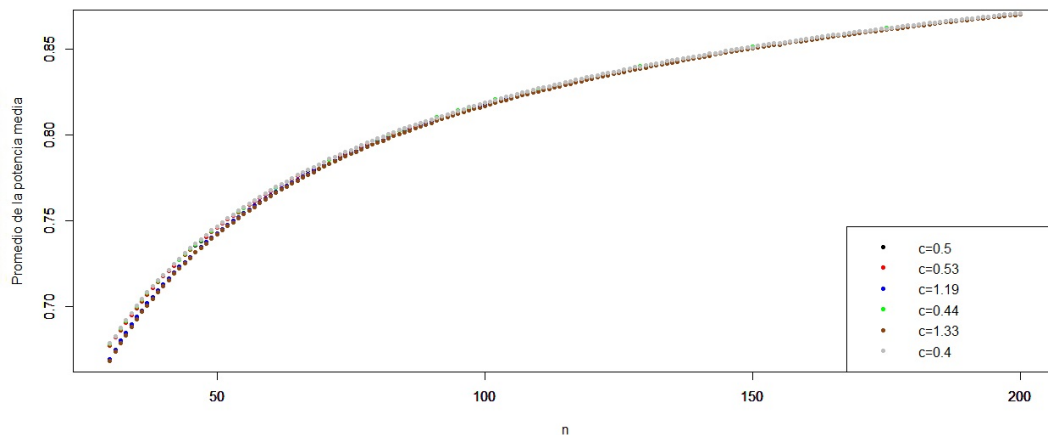


Figura 5.22: Promedio de la potencia media para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, para el caso 1.

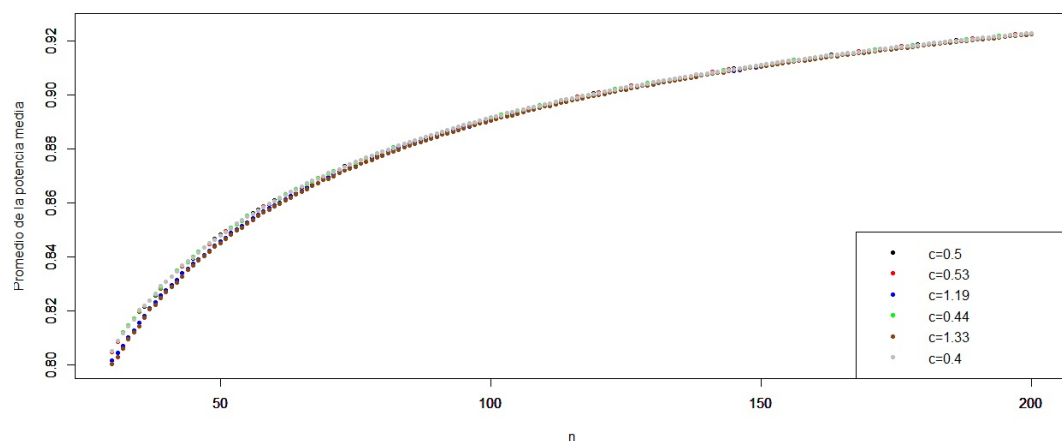


Figura 5.23: Promedio de la potencia media para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, para el caso 2.

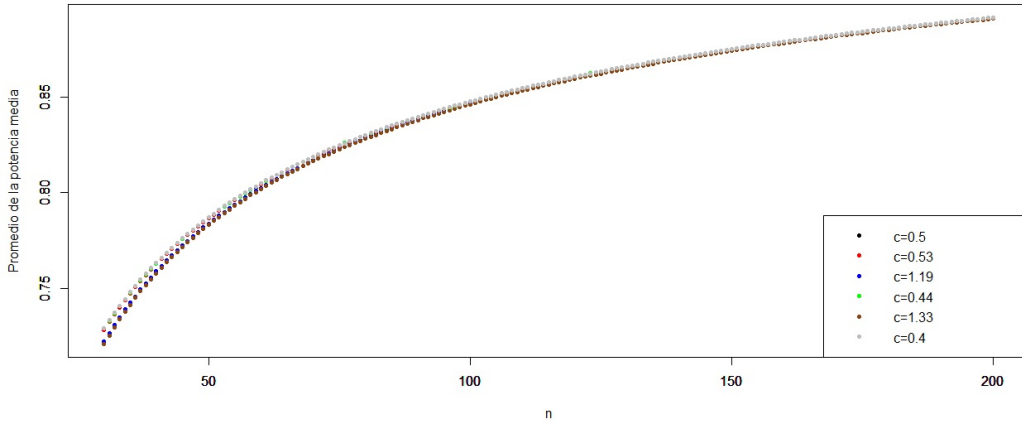


Figura 5.24: *Promedio de la potencia media* para los *valores óptimos promedio* c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, para el caso 3.

De las figuras anteriores, así como de los cuadros 9 - 12 (ver Apéndice .1.), se puede observar que: Para el caso 1 (ver figura 5.22), el valor de $c = 0.4$, es el que presenta el *promedio de la potencia media* más grande, seguido de $c = 0.44$, 0.5 y de 0.53 . Para los casos 2 y 3 (ver figuras 5.23 y 5.24), ocurre exactamente lo mismo.

En los tres casos, el *promedio de la potencia media* es bastante similar para todos los *valores óptimos promedio.*, es decir, la diferencia es mínima.

5.5. Procedimiento de Wilson ajustado (S_C)

De manera similar a lo realizado en las secciones anteriores, para cada $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$, se obtendrán los valores óptimos de c mediante los cuales se obtienen los *tamaños de prueba promedio* más cercanos a $\alpha = 0.05$, para n fijo y p variando de acuerdo al caso que se esté considerando. Lo anterior es realizado en los tres casos mencionados anteriormente, empleando el procedimiento de Wilson ajustado (ver sección 3.1). La figura 5.25, así como el cuadro 5.7, presentan los resultados obtenidos.

caso				caso				caso				caso			
n	1	2	3	n	1	2	3	n	1	2	3	n	1	2	3
30	3.08	0.15	0.23	73	3.07	0.15	0.24	116	3.1	0.21	0.28	159	3.09	0.18	0.29
31	3.05	0.15	0.27	74	3.03	0.18	0.3	117	3.13	0.15	0.28	160	3.03	0.19	0.26
32	3.01	0.17	0.27	75	3.05	0.19	0.28	118	3.04	0.17	0.22	161	2.89	0.21	0.24
33	3.01	0.17	0.26	76	3.02	0.17	0.25	119	3.04	0.14	0.25	162	3.04	0.21	0.22
34	3.02	0.17	0.3	77	3.04	0.17	0.3	120	3.13	0.18	0.21	163	3	0.13	0.25
35	3.05	0.18	0.26	78	3.01	0.18	0.27	121	3.03	0.2	0.23	164	3.03	0.2	0.25
36	2.97	0.14	0.25	79	3.02	0.19	0.2	122	3.09	0.2	0.24	165	3.02	0.23	0.28
37	2.99	0.15	0.26	80	3.04	0.2	0.21	123	2.8	0.18	0.23	166	3.01	0.21	0.25
38	3.1	0.15	0.26	81	3.02	0.21	0.22	124	3.04	0.19	0.28	167	3.06	0.27	0.29
39	3.02	0.18	0.27	82	3.14	0.22	0.23	125	3.05	0.2	0.21	168	3.06	0.24	0.29
40	2.99	0.13	0.27	83	2.9	0.19	0.26	126	3.11	0.2	0.22	169	2.98	0.21	0.28
41	3.01	0.17	0.25	84	3.04	0.19	0.26	127	3.03	0.23	0.24	170	3.07	0.22	0.28
42	3.07	0.18	0.25	85	3.03	0.21	0.25	128	3.06	0.23	0.25	171	0.01	0.26	0.3
43	3.03	0.14	0.27	86	3.02	0.17	0.27	129	2.97	0.23	0.24	172	3.06	0.17	0.31
44	3.01	0.15	0.27	87	3.14	0.21	0.25	130	3.09	0.19	0.27	173	3.12	0.21	0.31
45	3.05	0.16	0.28	88	2.96	0.21	0.26	131	3.14	0.24	0.26	174	2.85	0.16	0.23
46	3.08	0.16	0.27	89	3.04	0.19	0.27	132	3.16	0.22	0.26	175	3.03	0.16	0.23
47	3.07	0.18	0.26	90	3.02	0.19	0.28	133	3.03	0.26	0.27	176	3.21	0.19	0.35
48	3	0.18	0.26	91	3.08	0.18	0.25	134	3.03	0.25	0.28	177	3.07	0.2	0.27
49	2.99	0.19	0.22	92	3.08	0.18	0.28	135	3.07	0.22	0.29	178	2.91	0.22	0.17
50	3.04	0.2	0.24	93	3	0.19	0.24	136	3.01	0.18	0.29	179	2.98	0.11	0.32
51	3.07	0.18	0.26	94	3.06	0.21	0.27	137	3.08	0.2	0.25	180	3.15	0.12	0.29
52	2.94	0.13	0.22	95	3.01	0.2	0.27	138	3.13	0.22	0.3	181	2.97	0.14	0.22
53	3.04	0.18	0.28	96	3.02	0.18	0.27	139	3.08	0.22	0.29	182	3.2	0.2	0.31
54	3.07	0.19	0.24	97	3.04	0.16	0.29	140	3.02	0.21	0.25	183	0.11	0.19	0.2
55	3.03	0.15	0.26	98	3.08	0.16	0.31	141	3	0.21	0.3	184	2.99	0.17	0.28
56	2.99	0.16	0.24	99	3	0.16	0.25	142	3.1	0.22	0.23	185	2.95	0.17	0.31
57	3.04	0.17	0.23	100	3.04	0.17	0.31	143	3.05	0.24	0.28	186	2.89	0.18	0.19
58	3.1	0.18	0.26	101	3.12	0.16	0.31	144	2.98	0.22	0.28	187	2.85	0.18	0.34
59	3.04	0.19	0.26	102	3	0.15	0.31	145	3.05	0.22	0.29	188	2.86	0.19	0.24
60	3.07	0.16	0.24	103	2.98	0.16	0.22	146	2.95	0.25	0.32	189	3.02	0.2	0.17
61	3.01	0.21	0.26	104	3.06	0.18	0.19	147	3.09	0.26	0.35	190	0.03	0.23	0.2
62	3.01	0.19	0.3	105	3.12	0.2	0.25	148	3.06	0.2	0.24	191	3.03	0.21	0.24
63	3.01	0.17	0.24	106	3.04	0.16	0.29	149	3.01	0.2	0.32	192	3.08	0.13	0.27
64	3.03	0.17	0.26	107	3.02	0.17	0.28	150	3.03	0.15	0.18	193	3.09	0.15	0.1
65	3.05	0.16	0.26	108	3.14	0.18	0.23	151	3.05	0.19	0.23	194	3.1	0.13	0.24
66	3.1	0.16	0.26	109	3.02	0.15	0.24	152	3.08	0.14	0.27	195	0.06	0.18	0.16
67	3.11	0.19	0.28	110	2.94	0.15	0.26	153	2.76	0.17	0.3	196	2.97	0.18	0.3
68	3.06	0.2	0.28	111	3.06	0.18	0.23	154	2.98	0.21	0.25	197	3	0.11	0.27
69	3.04	0.16	0.31	112	3.12	0.17	0.22	155	3.11	0.2	0.27	198	3.03	0.11	0.27
70	3.08	0.16	0.27	113	3.01	0.16	0.28	156	3.06	0.19	0.32	199	3.02	0.13	0.21
71	2.99	0.12	0.32	114	3.04	0.17	0.24	157	2.93	0.19	0.3	200	2.99	0.11	0.19
72	3	0.16	0.26	115	3.04	0.19	0.29	158	3.04	0.17	0.19				

Cuadro 5.7: Valores óptimos c con base en el tamaño de prueba promedio, mediante el procedimiento de Wilson ajustado, para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$.

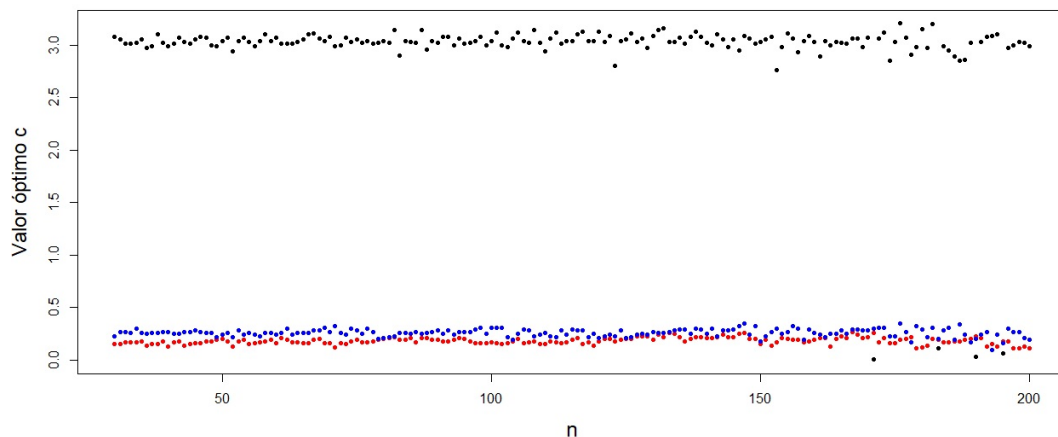


Figura 5.25: *Valores óptimos c* con base en el *tamaño de prueba promedio*, $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 1 (\bullet), caso 2 (\bullet) y caso 3 (\bullet).

De la figura 5.25, así como del cuadro 5.7, se puede observar que para el caso 1 (p no cercano a 0 o a 1), los valores óptimos c oscilan alrededor de 2.96, dicho valor es el promedio de los valores óptimos c para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y por tanto será un valor óptimo promedio. Para el caso 2 (p cercano a 0 o a 1), se observa que los valores óptimos c oscilan alrededor del 0.18, dicho valor será el valor óptimo promedio para este caso. Finalmente, en el caso 3 ($p \in (0, 1)$) los valores óptimos c oscilan alrededor de 0.26, este valor será el valor óptimo promedio en el tercer caso.

De manera similar, utilizando el procedimiento de Wilson ajustado, para cada $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ se obtendrá el *valor óptimo c* mediante el cual se logra el *promedio de la potencia media* más cercano a 1, con n fijo y p variando de acuerdo al caso que se considere. La figura 5.26, así como el cuadro 5.8, muestran los resultados.

caso				caso				caso				caso			
n	1	2	3	n	1	2	3	n	1	2	3	n	1	2	3
30	0	0.04	0.04	73	0.02	0	0.02	116	0	0.05	0	159	0.02	0	0
31	0	0.05	0.01	74	0	0.05	0	117	0.02	0.01	0.01	160	0.02	0.01	0.03
32	0	0.06	0.01	75	0	0.01	0.01	118	0	0	0	161	0	0.04	0
33	0	0.05	0.03	76	0	0	0	119	0	0	0	162	0.01	0.04	0.04
34	0	0.05	0	77	0	0.05	0	120	0.09	0.01	0.01	163	0	0	0
35	0	0.05	0	78	0	0.04	0	121	0	0.03	0	164	0.05	0	0.05
36	0	0.05	0	79	0	0.01	0	122	0	0	0	165	0.01	0.02	0.01
37	0	0.02	0.02	80	0.02	0.01	0.02	123	0	0.01	0	166	0	0.02	0.02
38	0.02	0.05	0.03	81	0.02	0	0	124	0	0	0	167	0	0	0
39	0.01	0.05	0.02	82	0	0	0	125	0.07	0	0	168	0.02	0.04	0.04
40	0.01	0.05	0.02	83	0	0.05	0	126	0.01	0.01	0.01	169	0	0	0
41	0.02	0	0.02	84	0	0.05	0.05	127	0	0.04	0	170	0.03	0	0
42	0.01	0.04	0.02	85	0.03	0.01	0	128	0.11	0.04	0.03	171	0	0.04	0.01
43	0.01	0.04	0.01	86	0	0	0	129	0.11	0	0	172	0.04	0.01	0.04
44	0	0.06	0.01	87	0.02	0	0.02	130	0.09	0	0.04	173	0.13	0	0.01
45	0	0.01	0.01	88	0.03	0.04	0.04	131	0.01	0.07	0.02	174	0.1	0.03	0.03
46	0.02	0.04	0.02	89	0	0.04	0.04	132	0	0.02	0.01	175	0	0	0
47	0.01	0.05	0.01	90	0	0.02	0.02	133	0	0	0	176	0	0.09	0
48	0	0.01	0	91	0	0.02	0.02	134	0.1	0.01	0.01	177	0.09	0.02	0.02
49	0	0	0	92	0.02	0.01	0.01	135	0.01	0.02	0.01	178	0.14	0.04	0.04
50	0.06	0.05	0.05	93	0	0.02	0	136	0.05	0	0	179	0.02	0.02	0.02
51	0	0.03	0	94	0	0.04	0.04	137	0.08	0.03	0.02	180	0.05	0	0
52	0	0.03	0	95	0	0.05	0	138	0	0.06	0.04	181	0	0.02	0
53	0.02	0.01	0.02	96	0.09	0	0	139	0.01	0.03	0.03	182	0	0	0
54	0.05	0.01	0.01	97	0	0.02	0.01	140	0.02	0.01	0.01	183	0.11	0.01	0.1
55	0.03	0.05	0.03	98	0	0.01	0.01	141	0	0.02	0	184	0.01	0.05	0.01
56	0	0.01	0.01	99	0.01	0.01	0.01	142	0	0	0	185	0	0	0
57	0.01	0.03	0.03	100	0.02	0.02	0.02	143	0	0.03	0	186	0	0	0
58	0	0.02	0.03	101	0.01	0.02	0.02	144	0	0	0	187	0	0.01	0
59	0	0.04	0	102	0.02	0	0.03	145	0	0.03	0.04	188	0	0.01	0
60	0	0.01	0.01	103	0.07	0.03	0.03	146	0.07	0.02	0.01	189	0.02	0	0
61	0	0.05	0.02	104	0.01	0.01	0.01	147	0	0.04	0.04	190	0.02	0.05	0.01
62	0	0.03	0.03	105	0	0	0	148	0	0.01	0	191	0	0	0.02
63	0.01	0.05	0.05	106	0	0	0	149	0	0.05	0.02	192	0.01	0.03	0.05
64	0	0.04	0	107	0.01	0	0	150	0.02	0.03	0.03	193	0	0.02	0.02
65	0	0.03	0.03	108	0	0.04	0.04	151	0.14	0	0	194	0.02	0	0.02
66	0	0.03	0.03	109	0	0	0	152	0	0.01	0.01	195	0.06	0.04	0.05
67	0.03	0.05	0.05	110	0.09	0	0	153	0.01	0.03	0.03	196	0	0.05	0.02
68	0	0.03	0	111	0	0.03	0	154	0.1	0.03	0.03	197	0.1	0.01	0.08
69	0.01	0.04	0.01	112	0	0.03	0	155	0.02	0.04	0	198	0	0.03	0.03
70	0	0.02	0.02	113	0	0.04	0	156	0.06	0	0	199	0.05	0.01	0.03
71	0	0	0	114	0.01	0.01	0.01	157	0.08	0.08	0.08	200	0.03	0.12	0.01
72	0	0.01	0.01	115	0.04	0.07	0.04	158	0	0	0				

Cuadro 5.8: Valores óptimos c con base en el promedio de la potencia media, mediante el procedimiento de Wilson ajustado para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$.

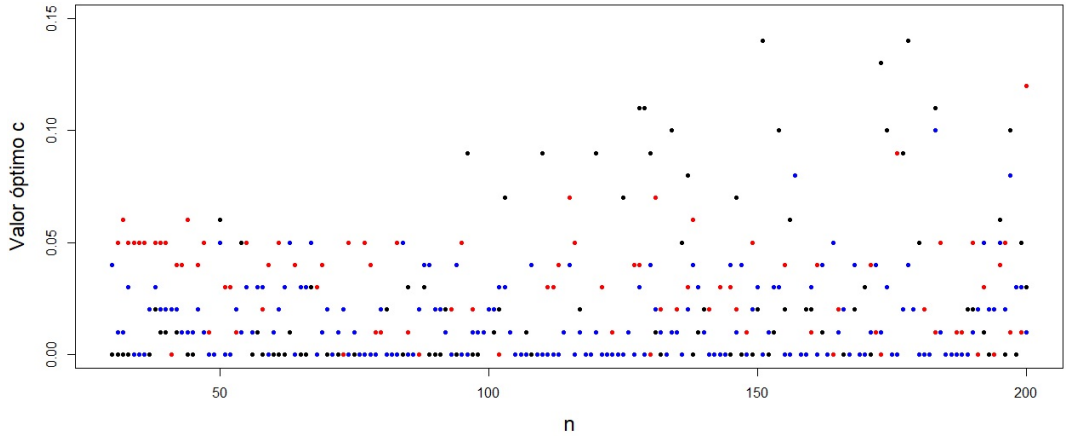


Figura 5.26: Valores óptimos de c con base en el *promedio de la potencia media*, $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 1 (\bullet), caso 2 (\bullet) y caso 3 (\bullet).

De la figura 5.26, así como del cuadro 5.8, se puede observar que los valores óptimos c para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$, con base en el *promedio de la potencia media*, son muy pequeños y esto ocurre en los tres casos, obteniendo valores promedio de 0.02 en los tres casos. El desempeño del procedimiento de Wilson cuando $c = 0$ es adecuado (ver [21]) y con el valor $c = 0.02$ se obtiene un comportamiento similar. Por esta razón, en este análisis, no se considera a este valor como *valor óptimo promedio*. Por lo tanto con base en el *promedio de la potencia media*, no obtenemos un valor óptimo promedio c .

De esta manera, con base en el *tamaño de prueba promedio* se obtienen 3 *valores óptimos promedio* c , dichos valores son; 2.96, 0.18 y 0.26. Mediante el procedimiento de Wilson ajustado, dichos valores serán comparados conjuntamente con el valor de $c = 0$, que de acuerdo con la amplia literatura presenta un desempeño adecuado. Las figuras siguientes muestran los resultados, con base en el *tamaño de prueba promedio*, para los casos 1, 2 y 3.

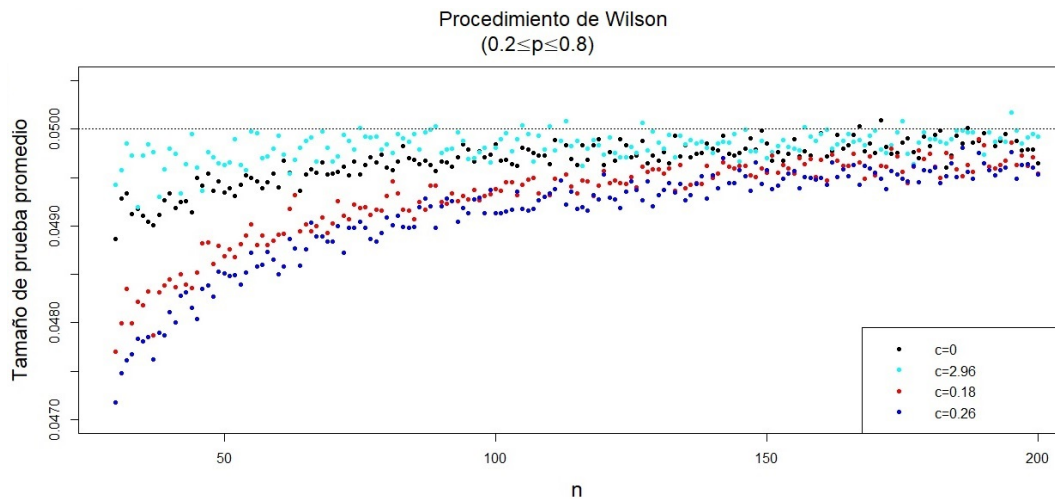


Figura 5.27: *Tamaño de prueba promedio* para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 1.

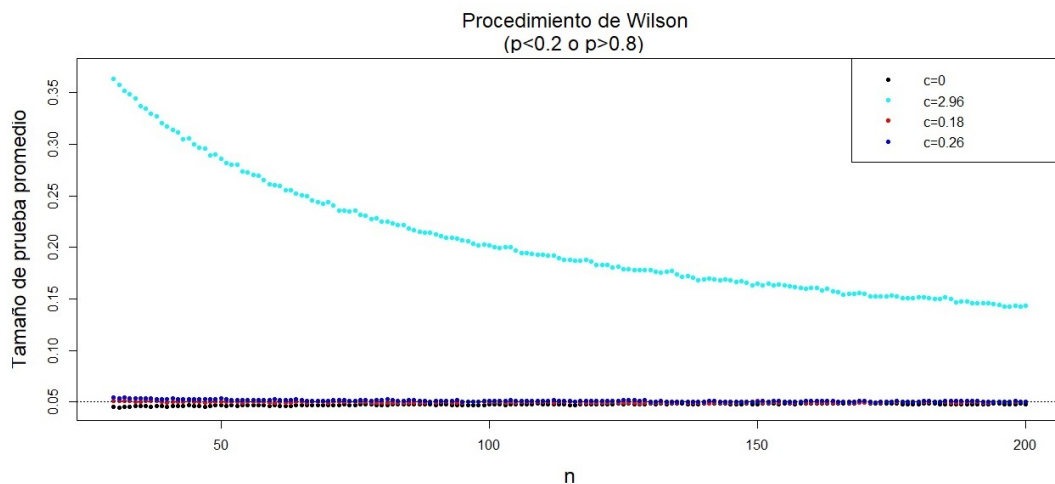


Figura 5.28: *Tamaño de prueba promedio* para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, para el caso 2.

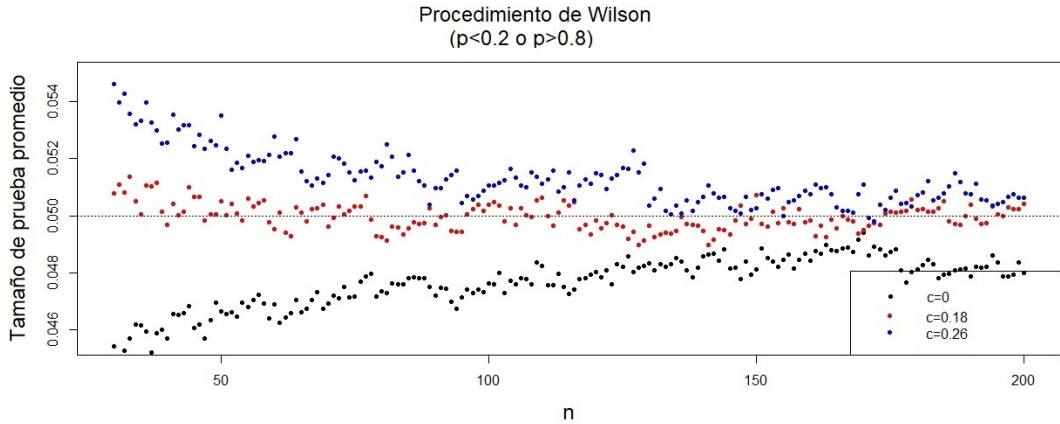


Figura 5.29: *Tamaño de prueba promedio* para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 2.

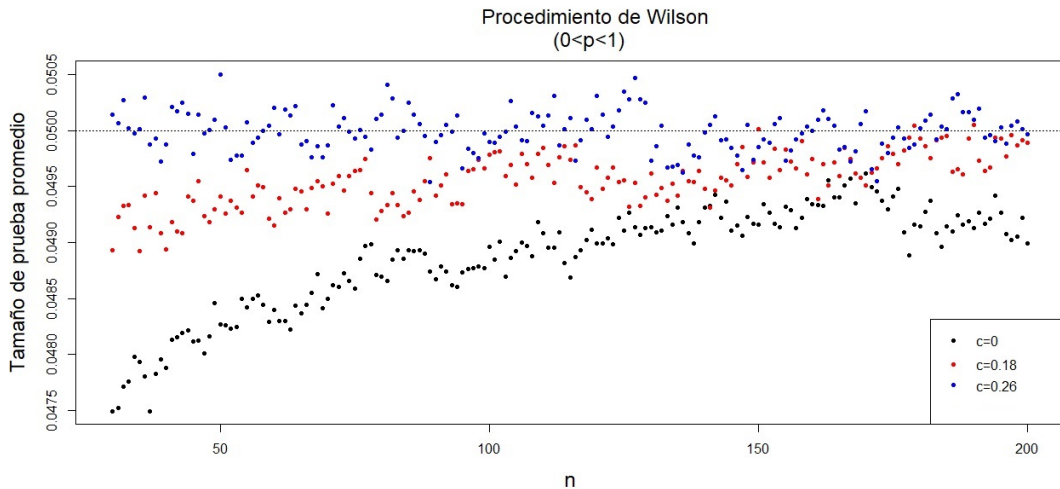


Figura 5.30: *Tamaño de prueba promedio* para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 3.

De las figuras anteriores, así como de los cuadros 13 - 16 (ver Apéndice .1.), se observa que: Cuando p no está cercano a 0 o a 1, es decir, en el caso 1 (ver figura 5.27), los valores de c mediante los cuales se obtienen *tamaños de prueba promedio* más cercanos a $\alpha = 0.05$ son, en este orden, $c = 2.96, 0,$

0.18 y 0.26. Sin embargo, para todos los valores de c , los *tamaños de prueba promedio* se encuentran muy cercanos a 0.05.

Cuando p está cercano a 0 o 1, es decir, en el caso 2 (ver figura 5.29), los valores de c que otorgan *tamaños de prueba promedio* más cercanos a 0.05 son, en este orden, $c = 0.18$, 0.26 y 0. Los *tamaños de prueba promedio* para $c = 2.96$ son extremadamente grandes como lo muestra la figura 5.28.

Finalmente, en el caso 3 (ver figura 5.30), los *tamaños de prueba promedio* obtenidos con $c = 0.18$ son muy cercanos a $\alpha = 0.05$ y son inferiores a 0.05. Nuevamente, los *tamaños de prueba promedio* obtenidos con $c = 2.96$ son muy grandes.

El valor de $c = 0$ para el procedimiento de Wilson ajustado, presenta *tamaños de prueba promedio* cercanos a 0.05, en ambos casos, sin embargo, el valor de $c = 0.18$ se comporta mejor en los casos 2 y 3, y en el caso 1 la diferencia entre el desempeño de ambos es muy pequeña.

Las siguientes figuras muestran los *promedios de la potencia media* obtenidos mediante los valores óptimos promedio c mencionados anteriormente, para las casos 1, 2 y 3.

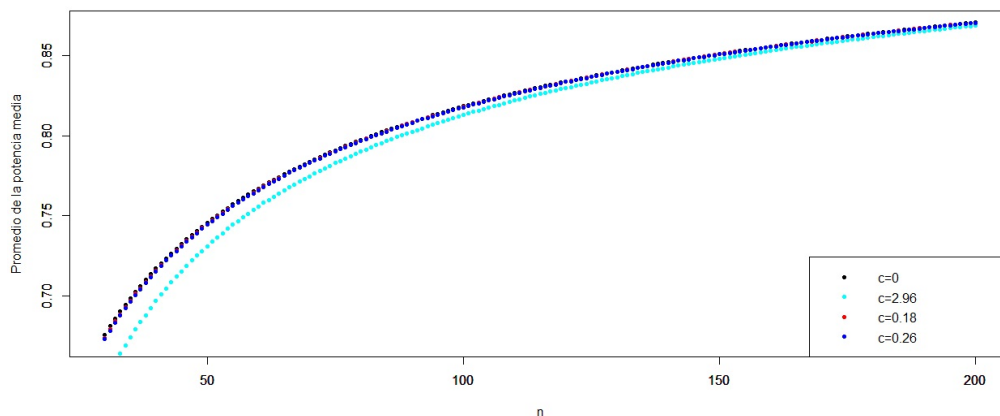


Figura 5.31: *Promedio de la potencia media* para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 1.

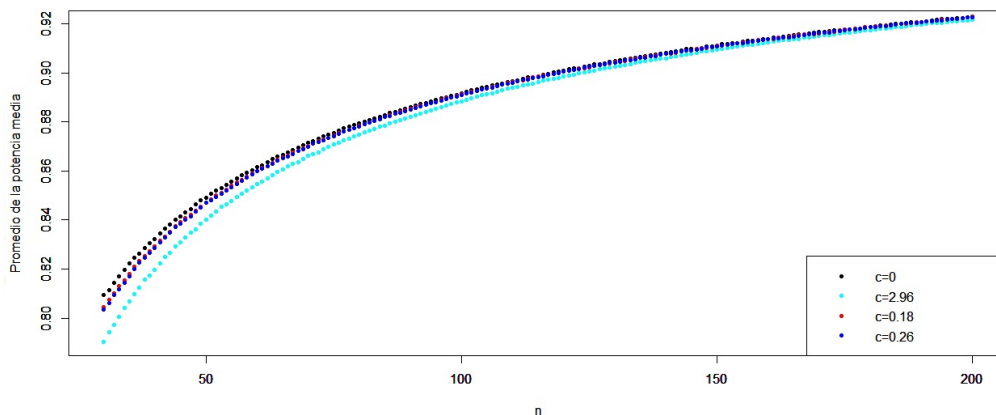


Figura 5.32: *Promedio de la potencia media* para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 2.

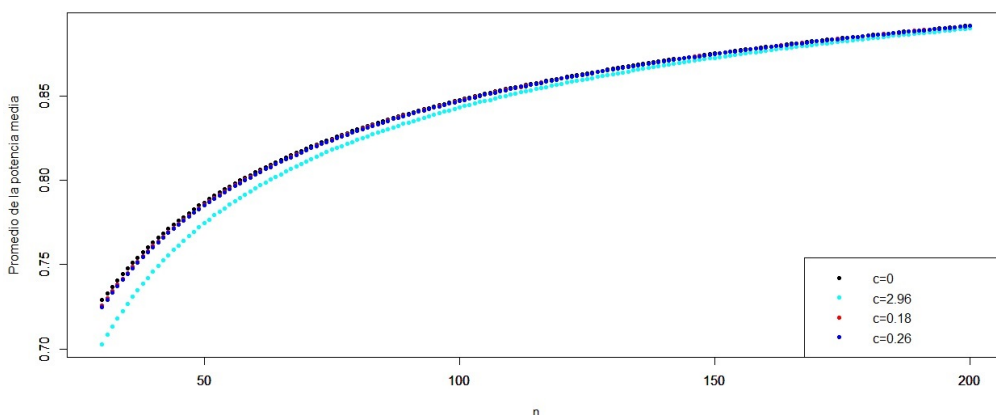


Figura 5.33: *Promedio de la potencia media* para los valores óptimos promedio c , para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 3.

De las figuras 5.31, 5.32 y 5.33, así como de los cuadros 13 - 16 (ver Apéndice .1.), se puede observar que para los tres casos, mediante el valor de $c = 0$ se obtiene el *promedio de la potencia media* más grande, seguido de $c = 0.18$ y 0.26 . El *promedio de la potencia media* más pequeña se obtiene con $c = 2.96$ en los tres casos.

Exceptuando el valor de $c = 2.96$, el cual tiene un mal desempeño con

respecto al *tamaño de prueba promedio*. En los tres casos, el *promedio de la potencia media* es bastante similar para $c = 0, 0.18$ y 0.26 , es decir, la diferencia es mínima.

5.6. Comparación entre los procedimientos óptimos (valores óptimos)

En las secciones previas, se obtuvo algunos valores de c , con base en el desempeño del *tamaño de prueba promedio* y del *promedio de la potencia media*. Después, dichos valores de c fueron comparados conjuntamente con el valor de c más recomendado en la literatura. Lo anterior fue realizado para cada uno de los procedimientos de: Böhning y Viwatwongkasem, Wald ajustado, arcoseno ajustado y Wilson ajustado.

De cada procedimiento se seleccionó el c mediante el cual se obtenía el mejor desempeño, y de estos valores de c se obtuvieron los procedimientos óptimos, los cuales son: el procedimiento de Böhning y Viwatwongkasem con $c = 2.14$ ($BV_{2.14}$), el procedimiento de Wald ajustado con $c = 0.71$ ($W_{0.71}$), el procedimiento arcoseno ajustado con $c = 0.44$ ($A_{0.44}$) y el procedimiento de Wilson ajustado con $c = 0.18$ ($S_{0.18}$).

A continuación, se comparan dichos procedimientos óptimos, los resultados con base en el *tamaño de prueba promedio* y en el *promedio de la potencia media* se muestran a continuación.

Las figuras siguientes, así como los cuadros 5.9 y 5.10 presentan los *tamaños de prueba promedio* para los procedimientos óptimos.

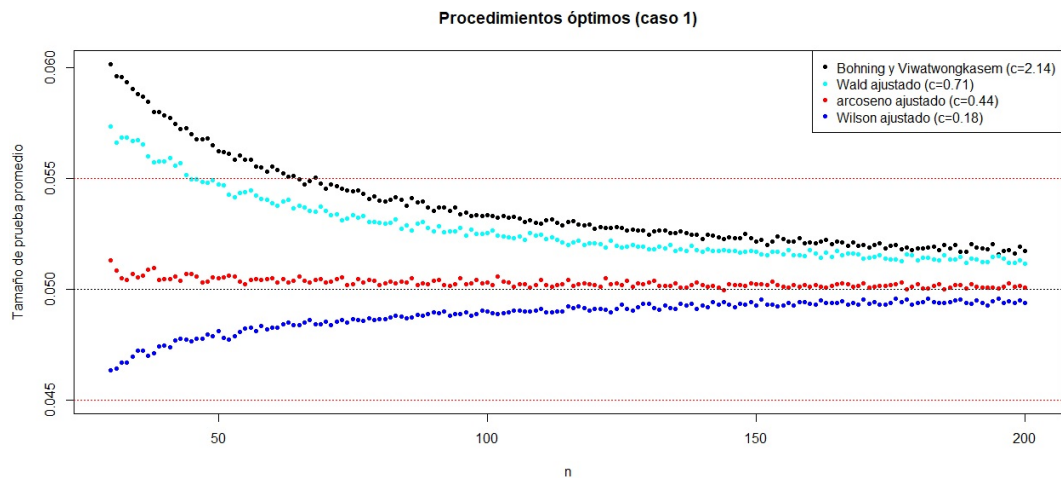


Figura 5.34: *Tamaño de prueba promedio* para los procedimientos óptimos, para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 1.

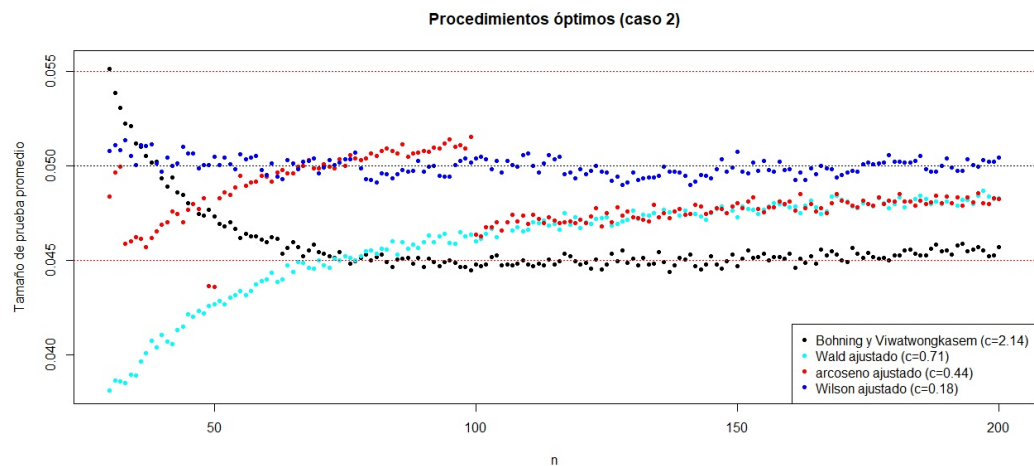


Figura 5.35: *Tamaño de prueba promedio* para los procedimientos óptimos, para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 2.

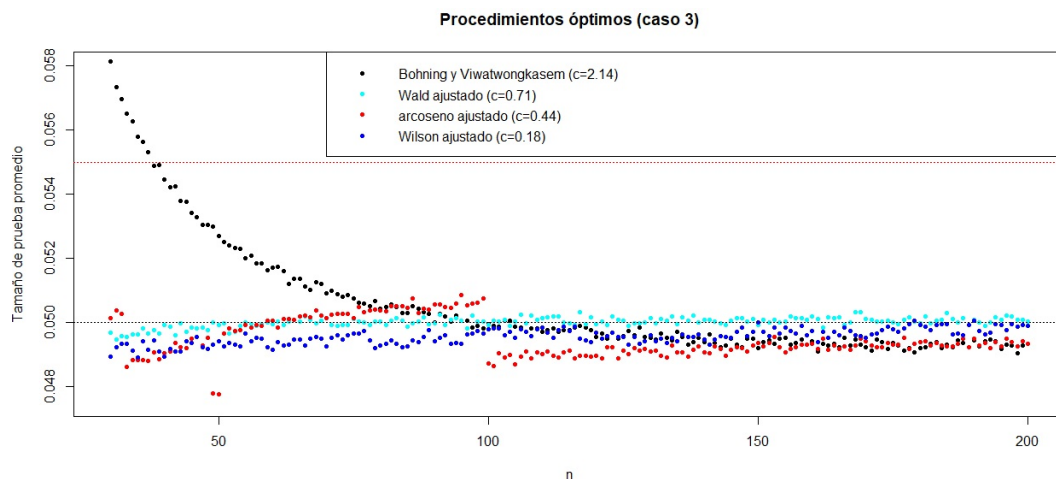


Figura 5.36: *Tamaño de prueba promedio* para los procedimientos óptimos, para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 2.

De las figuras anteriores, se puede observar que el procedimiento con un mejor desempeño, en términos del *tamaño de prueba promedio*, es el procedimiento arcoseno con $c = 0.44$, seguido del procedimiento de Wald ajustado con $c = 0.71$, para el caso 1 (ver figura 5.34).

Para el caso 2 (ver figura 5.35), el procedimiento con los *tamaño de prueba promedio* más cercanos a 0.05, es el procedimiento de Wilson con $c = 0.18$, seguido del procedimiento arcoseno con $c = 0.44$.

Mientras que el caso 3, el mejor desempeño se obtiene con el procedimiento de Wald ajustado con $c = 0.71$ (ver figura 5.36).

El procedimiento de Wald ajustado con $c = 0.71$ tiene un mal desempeño, comparado con el que presentan el procedimiento arcoseno con $c = 0.44$ y Wilson ajustado con $c = 0.18$, en el caso 1 (ver figura 5.34). En el caso 2 (ver figura 5.35), el desempeño del procedimiento de Wald ajustado con $c = 0.71$, es bastante inferior al presentado mediante los procedimientos de Wilson con $c = 0.18$ y Wald ajustado con $c = 0.71$.

Las figuras siguientes, así como los cuadros 5.11 y 5.12, muestran los *promedios de la potencia media* para los procedimientos óptimos.

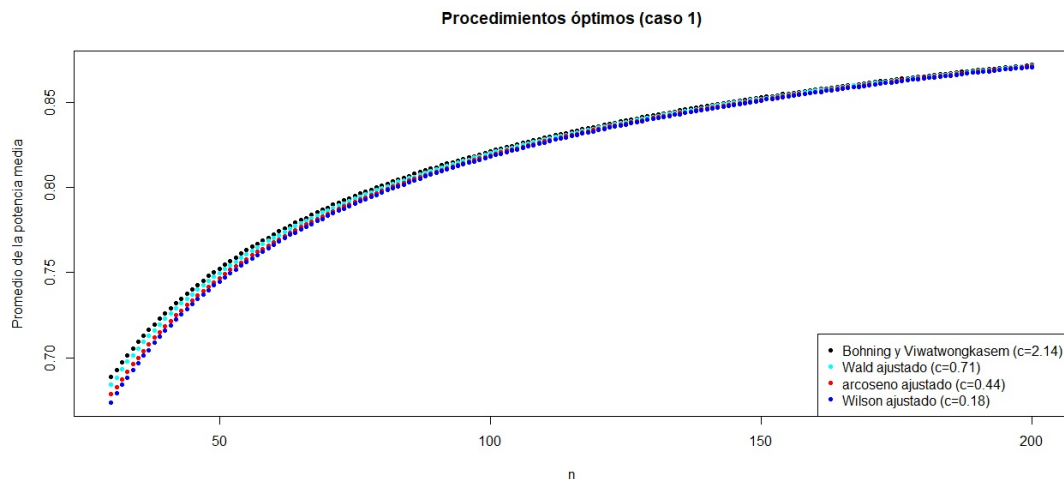


Figura 5.37: *Promedio de la potencia media* para los procedimientos óptimos, para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 1.

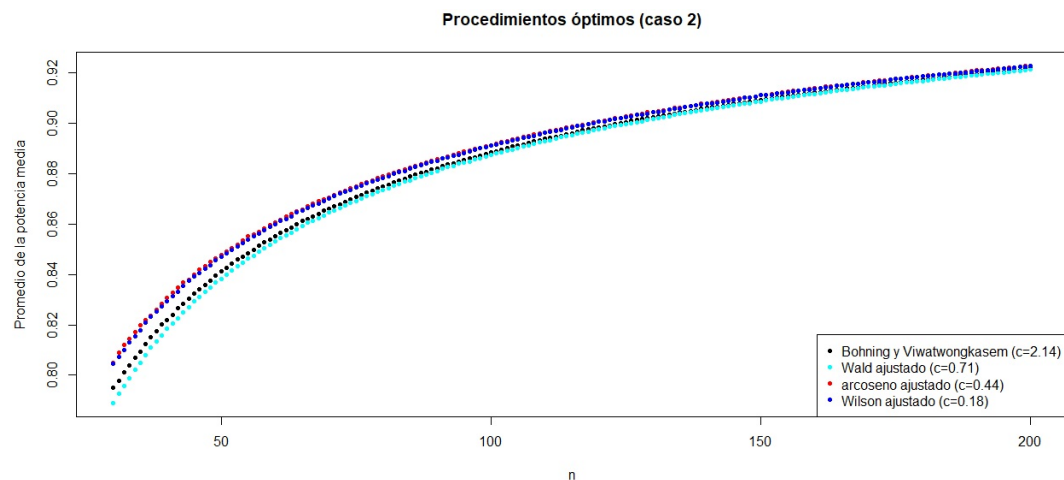


Figura 5.38: *Promedio de la potencia media* para los procedimientos óptimos, para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 2.

De las figuras anteriores, se puede observar que: el procedimiento con un mejor desempeño, en términos del *promedio de la potencia media*, es el procedimiento de Böhning y Viwatwongkasem con $c = 2.14$, seguido del procedimiento de Wald ajustado con $c = 0.71$ y del procedimiento arco seno ajustado

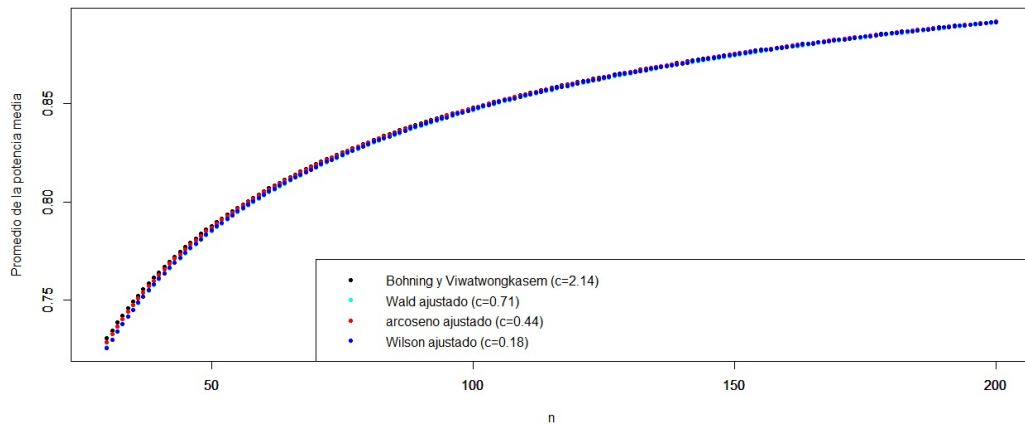


Figura 5.39: *Promedio de la potencia media* para los procedimientos óptimos, para $n \in \{30, 31, \dots, 200\}$ y $\alpha = 0.05$, caso 3.

con $c = 0.44$, para los casos 1 y 3 (ver figuras 5.37 y 5.39).

Para el caso 2 (ver figura 5.38), el procedimiento con un mejor desempeño, en términos del *promedio de la potencia media*, es el procedimiento arcoseno ajustado con $c = 0.44$, seguido del procedimiento de Wilson ajustado con $c = 0.18$ y del procedimiento de Böhning y Viwatwongkasem con $c = 2.14$.

5.6. COMPARACIÓN ENTRE LOS PROCEDIMIENTOS ÓPTIMOS (VALORES ÓPTIMOS)

<i>Tamaño de prueba promedio</i>					<i>Promedio de la potencia media</i>					<i>Tamaño de prueba promedio</i>					<i>Promedio de la potencia media</i>				
<i>n</i>	<i>BV_{2,14}</i>	<i>W_{0,71}</i>	<i>A_{0,44}</i>	<i>S_{0,18}</i>	<i>BV_{2,14}</i>	<i>W_{0,71}</i>	<i>A_{0,44}</i>	<i>S_{0,18}</i>	<i>n</i>	<i>BV_{2,14}</i>	<i>W_{0,71}</i>	<i>A_{0,44}</i>	<i>S_{0,18}</i>	<i>BV_{2,14}</i>	<i>W_{0,71}</i>	<i>A_{0,44}</i>	<i>S_{0,18}</i>		
30	0.0601	0.0573	0.0513	0.0463	0.6886	0.6843	0.6784	0.6737	74	0.0545	0.0532	0.0502	0.0485	0.7937	0.7919	0.7900	0.7891		
31	0.0596	0.0566	0.0509	0.0464	0.6929	0.6884	0.6828	0.6790	75	0.0544	0.0533	0.0502	0.0487	0.7949	0.7934	0.7914	0.7905		
32	0.0596	0.0569	0.0505	0.0467	0.6973	0.6933	0.6871	0.6842	76	0.0544	0.0532	0.0504	0.0486	0.7963	0.7947	0.7929	0.7918		
33	0.0593	0.0568	0.0504	0.0467	0.7015	0.6977	0.6915	0.6884	77	0.0543	0.0533	0.0503	0.0486	0.7975	0.7960	0.7941	0.7931		
34	0.0590	0.0567	0.0507	0.0470	0.7055	0.7015	0.6961	0.6929	78	0.0541	0.0530	0.0504	0.0487	0.7986	0.7971	0.7955	0.7944		
35	0.0588	0.0567	0.0506	0.0472	0.7093	0.7056	0.6999	0.6970	79	0.0542	0.0530	0.0504	0.0486	0.7999	0.7984	0.7967	0.7957		
36	0.0587	0.0565	0.0506	0.0472	0.7129	0.7094	0.7040	0.7012	80	0.0540	0.0530	0.0502	0.0487	0.8010	0.7996	0.7978	0.7971		
37	0.0585	0.0560	0.0509	0.0470	0.7163	0.7127	0.7080	0.7044	81	0.0540	0.0530	0.0503	0.0486	0.8022	0.8007	0.7991	0.7984		
38	0.0580	0.0557	0.0510	0.0471	0.7195	0.7159	0.7118	0.7086	82	0.0540	0.0530	0.0503	0.0487	0.8034	0.8020	0.8004	0.7995		
39	0.0580	0.0558	0.0504	0.0474	0.7229	0.7196	0.7147	0.7122	83	0.0542	0.0532	0.0503	0.0488	0.8047	0.8033	0.8014	0.8005		
40	0.0578	0.0558	0.0505	0.0474	0.7260	0.7229	0.7182	0.7158	84	0.0540	0.0527	0.0503	0.0488	0.8057	0.8041	0.8027	0.8017		
41	0.0577	0.0559	0.0505	0.0474	0.7292	0.7262	0.7215	0.7190	85	0.0538	0.0529	0.0503	0.0487	0.8066	0.8054	0.8038	0.8028		
42	0.0575	0.0556	0.0506	0.0477	0.7321	0.7289	0.7248	0.7224	86	0.0541	0.0526	0.0505	0.0487	0.8080	0.8063	0.8051	0.8040		
43	0.0572	0.0557	0.0504	0.0478	0.7348	0.7321	0.7276	0.7253	87	0.0539	0.0529	0.0502	0.0488	0.8089	0.8076	0.8059	0.8051		
44	0.0573	0.0552	0.0507	0.0477	0.7377	0.7346	0.7309	0.7283	88	0.0540	0.0530	0.0503	0.0488	0.8100	0.8087	0.8070	0.8063		
45	0.0570	0.0550	0.0507	0.0477	0.7402	0.7372	0.7337	0.7313	89	0.0537	0.0528	0.0502	0.0489	0.8108	0.8096	0.8081	0.8074		
46	0.0568	0.0550	0.0506	0.0477	0.7427	0.7400	0.7364	0.7344	90	0.0535	0.0526	0.0504	0.0490	0.8117	0.8105	0.8092	0.8083		
47	0.0567	0.0548	0.0503	0.0478	0.7454	0.7425	0.7388	0.7372	91	0.0537	0.0528	0.0504	0.0489	0.8128	0.8117	0.8103	0.8093		
48	0.0568	0.0548	0.0503	0.0480	0.7480	0.7450	0.7415	0.7396	92	0.0537	0.0526	0.0502	0.0490	0.8139	0.8125	0.8111	0.8104		
49	0.0565	0.0549	0.0505	0.0479	0.7502	0.7476	0.7442	0.7424	93	0.0535	0.0526	0.0501	0.0488	0.8147	0.8135	0.8121	0.8114		
50	0.0562	0.0547	0.0505	0.0481	0.7523	0.7499	0.7466	0.7447	94	0.0537	0.0526	0.0502	0.0489	0.8158	0.8145	0.8131	0.8124		
51	0.0562	0.0547	0.0505	0.0478	0.7546	0.7523	0.7490	0.7472	95	0.0534	0.0528	0.0505	0.0489	0.8165	0.8156	0.8143	0.8133		
52	0.0561	0.0543	0.0506	0.0477	0.7568	0.7542	0.7515	0.7494	96	0.0535	0.0524	0.0502	0.0490	0.8175	0.8163	0.8150	0.8144		
53	0.0558	0.0541	0.0506	0.0479	0.7588	0.7563	0.7537	0.7518	97	0.0533	0.0527	0.0503	0.0488	0.8183	0.8174	0.8160	0.8152		
54	0.0560	0.0543	0.0504	0.0481	0.7612	0.7587	0.7556	0.7541	98	0.0534	0.0525	0.0504	0.0489	0.8193	0.8182	0.8171	0.8162		
55	0.0558	0.0544	0.0502	0.0482	0.7631	0.7608	0.7577	0.7564	99	0.0533	0.0525	0.0503	0.0490	0.8202	0.8191	0.8178	0.8171		
56	0.0558	0.0545	0.0504	0.0483	0.7651	0.7629	0.7600	0.7583	100	0.0534	0.0525	0.0503	0.0490	0.8210	0.8200	0.8188	0.8180		
57	0.0555	0.0542	0.0504	0.0481	0.7668	0.7648	0.7620	0.7605	101	0.0533	0.0526	0.0502	0.0489	0.8219	0.8210	0.8195	0.8189		
58	0.0555	0.0541	0.0504	0.0483	0.7688	0.7666	0.7639	0.7623	102	0.0532	0.0524	0.0506	0.0489	0.8227	0.8217	0.8207	0.8199		
59	0.0553	0.0540	0.0504	0.0482	0.7704	0.7686	0.7659	0.7643	103	0.0533	0.0524	0.0503	0.0489	0.8236	0.8225	0.8214	0.8207		
60	0.0555	0.0539	0.0505	0.0483	0.7725	0.7703	0.7678	0.7663	104	0.0532	0.0523	0.0503	0.0490	0.8244	0.8233	0.8222	0.8215		
61	0.0554	0.0538	0.0503	0.0483	0.7742	0.7720	0.7695	0.7682	105	0.0533	0.0523	0.0501	0.0490	0.8252	0.8241	0.8229	0.8224		
62	0.0552	0.0539	0.0504	0.0484	0.7758	0.7739	0.7715	0.7703	106	0.0532	0.0524	0.0502	0.0490	0.8260	0.8250	0.8238	0.8232		
63	0.0551	0.0540	0.0503	0.0485	0.7775	0.7757	0.7731	0.7722	107	0.0530	0.0522	0.0502	0.0490	0.8266	0.8257	0.8246	0.8241		
64	0.0551	0.0536	0.0504	0.0484	0.7792	0.7771	0.7749	0.7735	108	0.0531	0.0525	0.0501	0.0490	0.8275	0.8267	0.8253	0.8247		
65	0.0550	0.0538	0.0506	0.0484	0.7807	0.7789	0.7767	0.7753	109	0.0530	0.0524	0.0502	0.0490	0.8282	0.8274	0.8261	0.8255		
66	0.0547	0.0537	0.0504	0.0485	0.7821	0.7805	0.7782	0.7769	110	0.0530	0.0525	0.0504	0.0491	0.8289	0.8282	0.8271	0.8263		
67	0.0549	0.0536	0.0503	0.0486	0.7838	0.7820	0.7797	0.7785	111	0.0531	0.0523	0.0502	0.0490	0.8298	0.8288	0.8277	0.8272		
68	0.0550	0.0535	0.0504	0.0484	0.7855	0.7835	0.7815	0.7802	112	0.0531	0.0523	0.0501	0.0490	0.8306	0.8296	0.8284	0.8279		
69	0.0548	0.0537	0.0505	0.0484	0.7868	0.7852	0.7830	0.7816	113	0.0530	0.0522	0.0502	0.0490	0.8312	0.8303	0.8292	0.8287		
70	0.0545	0.0535	0.0503	0.0485	0.7881	0.7865	0.7844	0.7832	114	0.0529	0.0521	0.0502	0.0490	0.8319	0.8309	0.8300	0.8294		
71	0.0547	0.0534	0.0503	0.0484	0.7897	0.7879	0.7859	0.7849	115	0.0530	0.0520	0.0504	0.0492	0.8327	0.8316	0.8308	0.8301		
72	0.0546	0.0534	0.0505	0.0485	0.7910	0.7893	0.7874	0.7862	116	0.0531	0.0521	0.0501	0.0492	0.8334	0.8324	0.8313	0.8309		
73	0.0545	0.0531	0.0505	0.0486	0.7924	0.7905	0.7889	0.7876	117	0.0529	0.0522	0.0502	0.0492	0.8340	0.8332	0.8321	0.8316		

Cuadro 5.9: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media para los procedimientos óptimos (caso 1.)*

<i>Tamaño de prueba promedio</i>					<i>Promedio de la potencia media</i>				<i>Tamaño de prueba promedio</i>					<i>Promedio de la potencia media</i>			
<i>n</i>	<i>BV_{2,14}</i>	<i>W_{0,71}</i>	<i>A_{0,44}</i>	<i>S_{0,18}</i>	<i>BV_{2,14}</i>	<i>W_{0,71}</i>	<i>A_{0,44}</i>	<i>S_{0,18}</i>	<i>n</i>	<i>BV_{2,14}</i>	<i>W_{0,71}</i>	<i>A_{0,44}</i>	<i>S_{0,18}</i>	<i>BV_{2,14}</i>	<i>W_{0,71}</i>	<i>A_{0,44}</i>	<i>S_{0,18}</i>
118	0.0529	0.0520	0.0503	0.0492	0.8347	0.8337	0.8328	0.8322	160	0.0521	0.0518	0.0501	0.0493	0.8572	0.8568	0.8560	0.8558
119	0.0529	0.0521	0.0502	0.0490	0.8354	0.8344	0.8335	0.8329	161	0.0521	0.0516	0.0502	0.0493	0.8576	0.8572	0.8565	0.8561
120	0.0527	0.0521	0.0502	0.0491	0.8359	0.8351	0.8341	0.8337	162	0.0521	0.0514	0.0501	0.0495	0.8581	0.8574	0.8569	0.8567
121	0.0528	0.0520	0.0501	0.0491	0.8367	0.8358	0.8348	0.8343	163	0.0522	0.0517	0.0501	0.0494	0.8586	0.8580	0.8573	0.8571
122	0.0528	0.0519	0.0505	0.0491	0.8373	0.8364	0.8357	0.8350	164	0.0521	0.0514	0.0501	0.0494	0.8589	0.8583	0.8578	0.8575
123	0.0528	0.0522	0.0502	0.0490	0.8380	0.8372	0.8362	0.8357	165	0.0521	0.0517	0.0502	0.0494	0.8594	0.8589	0.8582	0.8579
124	0.0528	0.0519	0.0503	0.0491	0.8386	0.8377	0.8369	0.8363	166	0.0521	0.0515	0.0502	0.0495	0.8598	0.8592	0.8587	0.8584
125	0.0527	0.0519	0.0502	0.0493	0.8392	0.8383	0.8375	0.8370	167	0.0520	0.0516	0.0502	0.0493	0.8601	0.8597	0.8591	0.8587
126	0.0527	0.0519	0.0504	0.0491	0.8398	0.8389	0.8382	0.8376	168	0.0521	0.0516	0.0501	0.0494	0.8606	0.8601	0.8594	0.8591
127	0.0527	0.0520	0.0501	0.0490	0.8404	0.8396	0.8387	0.8383	169	0.0520	0.0516	0.0501	0.0493	0.8610	0.8605	0.8599	0.8596
128	0.0527	0.0519	0.0503	0.0492	0.8410	0.8402	0.8394	0.8389	170	0.0520	0.0514	0.0503	0.0495	0.8614	0.8608	0.8603	0.8599
129	0.0526	0.0519	0.0502	0.0493	0.8416	0.8408	0.8400	0.8395	171	0.0519	0.0514	0.0501	0.0493	0.8617	0.8612	0.8606	0.8604
130	0.0525	0.0518	0.0503	0.0493	0.8421	0.8413	0.8406	0.8402	172	0.0520	0.0515	0.0501	0.0494	0.8622	0.8616	0.8611	0.8608
131	0.0526	0.0518	0.0504	0.0492	0.8428	0.8419	0.8413	0.8407	173	0.0521	0.0515	0.0502	0.0493	0.8626	0.8621	0.8615	0.8613
132	0.0527	0.0519	0.0502	0.0491	0.8434	0.8426	0.8417	0.8414	174	0.0518	0.0514	0.0502	0.0493	0.8629	0.8624	0.8619	0.8616
133	0.0527	0.0518	0.0501	0.0493	0.8440	0.8431	0.8423	0.8418	175	0.0520	0.0514	0.0502	0.0494	0.8633	0.8628	0.8623	0.8619
134	0.0525	0.0520	0.0501	0.0491	0.8445	0.8438	0.8429	0.8425	176	0.0520	0.0513	0.0502	0.0496	0.8637	0.8632	0.8627	0.8622
135	0.0525	0.0517	0.0503	0.0491	0.8451	0.8442	0.8435	0.8430	177	0.0518	0.0513	0.0503	0.0494	0.8640	0.8635	0.8631	0.8627
136	0.0526	0.0518	0.0501	0.0493	0.8457	0.8448	0.8440	0.8436	178	0.0519	0.0516	0.0500	0.0495	0.8644	0.8640	0.8633	0.8632
137	0.0525	0.0517	0.0501	0.0493	0.8462	0.8453	0.8445	0.8441	179	0.0518	0.0515	0.0501	0.0493	0.8647	0.8644	0.8638	0.8635
138	0.0525	0.0520	0.0502	0.0494	0.8467	0.8460	0.8452	0.8447	180	0.0518	0.0513	0.0502	0.0494	0.8652	0.8646	0.8642	0.8639
139	0.0525	0.0518	0.0503	0.0491	0.8472	0.8465	0.8458	0.8454	181	0.0518	0.0514	0.0500	0.0494	0.8655	0.8651	0.8645	0.8642
140	0.0523	0.0517	0.0502	0.0493	0.8476	0.8470	0.8462	0.8458	182	0.0519	0.0514	0.0500	0.0496	0.8659	0.8654	0.8648	0.8645
141	0.0525	0.0518	0.0501	0.0492	0.8483	0.8476	0.8468	0.8464	183	0.0519	0.0513	0.0502	0.0494	0.8663	0.8658	0.8653	0.8650
142	0.0524	0.0517	0.0502	0.0494	0.8488	0.8481	0.8473	0.8470	184	0.0518	0.0513	0.0502	0.0494	0.8666	0.8661	0.8657	0.8654
143	0.0523	0.0517	0.0501	0.0493	0.8493	0.8486	0.8478	0.8475	185	0.0520	0.0515	0.0500	0.0494	0.8670	0.8666	0.8659	0.8657
144	0.0523	0.0518	0.0500	0.0494	0.8497	0.8491	0.8482	0.8480	186	0.0518	0.0514	0.0501	0.0494	0.8673	0.8668	0.8663	0.8660
145	0.0523	0.0517	0.0502	0.0493	0.8503	0.8496	0.8489	0.8485	187	0.0520	0.0513	0.0502	0.0495	0.8678	0.8672	0.8667	0.8664
146	0.0523	0.0517	0.0502	0.0492	0.8508	0.8501	0.8494	0.8491	188	0.0517	0.0515	0.0502	0.0495	0.8679	0.8676	0.8671	0.8667
147	0.0523	0.0516	0.0502	0.0493	0.8513	0.8506	0.8499	0.8495	189	0.0517	0.0512	0.0500	0.0494	0.8683	0.8678	0.8673	0.8673
148	0.0525	0.0517	0.0501	0.0493	0.8519	0.8511	0.8504	0.8500	190	0.0520	0.0514	0.0502	0.0494	0.8688	0.8683	0.8678	0.8676
149	0.0523	0.0517	0.0503	0.0494	0.8522	0.8516	0.8510	0.8505	191	0.0519	0.0513	0.0501	0.0495	0.8691	0.8686	0.8681	0.8678
150	0.0522	0.0517	0.0502	0.0492	0.8527	0.8521	0.8514	0.8510	192	0.0518	0.0512	0.0501	0.0494	0.8694	0.8688	0.8684	0.8681
151	0.0522	0.0516	0.0502	0.0495	0.8532	0.8525	0.8519	0.8516	193	0.0518	0.0512	0.0501	0.0493	0.8697	0.8692	0.8687	0.8685
152	0.0520	0.0515	0.0502	0.0493	0.8535	0.8530	0.8524	0.8520	194	0.0520	0.0514	0.0501	0.0495	0.8702	0.8696	0.8691	0.8688
153	0.0521	0.0517	0.0504	0.0493	0.8541	0.8535	0.8530	0.8525	195	0.0516	0.0515	0.0500	0.0496	0.8702	0.8700	0.8694	0.8693
154	0.0524	0.0517	0.0502	0.0492	0.8547	0.8540	0.8533	0.8529	196	0.0517	0.0514	0.0501	0.0494	0.8706	0.8703	0.8698	0.8695
155	0.0523	0.0516	0.0501	0.0493	0.8551	0.8544	0.8537	0.8534	197	0.0518	0.0512	0.0503	0.0495	0.8710	0.8705	0.8702	0.8699
156	0.0521	0.0517	0.0501	0.0494	0.8555	0.8550	0.8542	0.8539	198	0.0516	0.0512	0.0501	0.0494	0.8712	0.8708	0.8704	0.8701
157	0.0521	0.0515	0.0502	0.0493	0.8559	0.8553	0.8547	0.8544	199	0.0519	0.0513	0.0501	0.0495	0.8717	0.8712	0.8707	0.8705
158	0.0523	0.0515	0.0501	0.0494	0.8565	0.8557	0.8551	0.8549	200	0.0517	0.0512	0.0501	0.0494	0.8719	0.8714	0.8710	0.8707
159	0.0521	0.0515	0.0502	0.0494	0.8568	0.8562	0.8556	0.8552									

Cuadro 5.10: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media para los procedimientos óptimos (caso 1.)*

5.6. COMPARACIÓN ENTRE LOS PROCEDIMIENTOS ÓPTIMOS (VALORES ÓPTIMOS)

<i>Tamaño de prueba promedio</i>					<i>Promedio de la potencia media</i>				<i>Tamaño de prueba promedio</i>					<i>Promedio de la potencia media</i>			
<i>n</i>	<i>BV_{2,14}</i>	<i>W_{0,71}</i>	<i>A_{0,44}</i>	<i>S_{0,18}</i>	<i>BV_{2,14}</i>	<i>W_{0,71}</i>	<i>A_{0,44}</i>	<i>S_{0,18}</i>	<i>n</i>	<i>BV_{2,14}</i>	<i>W_{0,71}</i>	<i>A_{0,44}</i>	<i>S_{0,18}</i>	<i>BV_{2,14}</i>	<i>W_{0,71}</i>	<i>A_{0,44}</i>	<i>S_{0,18}</i>
30	0.0551	0.0381	0.0484	0.0624	0.7949	0.7891	0.8050	0.8045	74	0.0454	0.0450	0.0504	0.0563	0.8699	0.8683	0.8742	0.8734
31	0.0538	0.0386	0.0496	0.0618	0.7979	0.7927	0.8089	0.8073	75	0.0452	0.0452	0.0500	0.0561	0.8707	0.8691	0.8749	0.8744
32	0.0530	0.0386	0.0499	0.0603	0.8011	0.7956	0.8119	0.8100	76	0.0448	0.0451	0.0506	0.0556	0.8714	0.8701	0.8759	0.8753
33	0.0522	0.0385	0.0459	0.0609	0.8037	0.7988	0.8145	0.8130	77	0.0450	0.0450	0.0504	0.0563	0.8725	0.8710	0.8766	0.8762
34	0.0521	0.0390	0.0460	0.0605	0.8069	0.8023	0.8172	0.8154	78	0.0451	0.0452	0.0503	0.0561	0.8733	0.8719	0.8773	0.8769
35	0.0512	0.0389	0.0462	0.0611	0.8093	0.8049	0.8198	0.8178	79	0.0453	0.0455	0.0504	0.0558	0.8742	0.8728	0.8781	0.8775
36	0.0510	0.0397	0.0462	0.0596	0.8123	0.8078	0.8219	0.8209	80	0.0450	0.0455	0.0506	0.0565	0.8749	0.8736	0.8790	0.8783
37	0.0505	0.0401	0.0457	0.0601	0.8150	0.8109	0.8236	0.8233	81	0.0452	0.0454	0.0505	0.0553	0.8757	0.8744	0.8796	0.8790
38	0.0502	0.0408	0.0462	0.0603	0.8175	0.8136	0.8261	0.8254	82	0.0453	0.0456	0.0508	0.0555	0.8766	0.8752	0.8805	0.8798
39	0.0502	0.0404	0.0465	0.0599	0.8201	0.8157	0.8285	0.8273	83	0.0449	0.0456	0.0509	0.0540	0.8772	0.8758	0.8811	0.8805
40	0.0494	0.0411	0.0469	0.0594	0.8220	0.8184	0.8306	0.8293	84	0.0446	0.0460	0.0508	0.0549	0.8779	0.8769	0.8818	0.8811
41	0.0489	0.0407	0.0470	0.0588	0.8240	0.8204	0.8326	0.8314	85	0.0450	0.0453	0.0507	0.0549	0.8789	0.8774	0.8824	0.8819
42	0.0494	0.0406	0.0476	0.0588	0.8266	0.8226	0.8349	0.8332	86	0.0451	0.0459	0.0511	0.0544	0.8796	0.8782	0.8832	0.8826
43	0.0486	0.0413	0.0475	0.0587	0.8285	0.8250	0.8367	0.8353	87	0.0452	0.0456	0.0505	0.0551	0.8802	0.8789	0.8837	0.8833
44	0.0485	0.0415	0.0470	0.0591	0.8305	0.8271	0.8380	0.8375	88	0.0448	0.0459	0.0506	0.0552	0.8808	0.8797	0.8844	0.8840
45	0.0480	0.0422	0.0477	0.0594	0.8324	0.8295	0.8400	0.8392	89	0.0451	0.0457	0.0507	0.0552	0.8816	0.8803	0.8850	0.8848
46	0.0480	0.0420	0.0480	0.0584	0.8343	0.8312	0.8419	0.8407	90	0.0447	0.0460	0.0508	0.0554	0.8822	0.8811	0.8856	0.8853
47	0.0475	0.0423	0.0477	0.0578	0.8358	0.8331	0.8433	0.8421	91	0.0451	0.0463	0.0508	0.0549	0.8831	0.8819	0.8862	0.8860
48	0.0473	0.0422	0.0483	0.0580	0.8376	0.8348	0.8451	0.8437	92	0.0449	0.0459	0.0509	0.0555	0.8836	0.8826	0.8869	0.8866
49	0.0477	0.0426	0.0437	0.0585	0.8396	0.8367	0.8464	0.8455	93	0.0447	0.0463	0.0509	0.0551	0.8842	0.8831	0.8874	0.8870
50	0.0473	0.0427	0.0436	0.0580	0.8412	0.8383	0.8479	0.8472	94	0.0449	0.0464	0.0512	0.0551	0.8848	0.8839	0.8882	0.8875
51	0.0469	0.0429	0.0483	0.0584	0.8426	0.8400	0.8491	0.8485	95	0.0450	0.0459	0.0514	0.0547	0.8855	0.8843	0.8888	0.8880
52	0.0468	0.0427	0.0486	0.0583	0.8442	0.8417	0.8506	0.8499	96	0.0449	0.0459	0.0510	0.0544	0.8860	0.8849	0.8892	0.8889
53	0.0470	0.0431	0.0485	0.0583	0.8460	0.8433	0.8519	0.8511	97	0.0446	0.0465	0.0511	0.0548	0.8866	0.8857	0.8898	0.8895
54	0.0467	0.0432	0.0489	0.0571	0.8471	0.8448	0.8534	0.8524	98	0.0447	0.0463	0.0509	0.0547	0.8872	0.8862	0.8903	0.8901
55	0.0462	0.0434	0.0495	0.0568	0.8484	0.8464	0.8551	0.8539	99	0.0445	0.0463	0.0515	0.0552	0.8877	0.8868	0.8910	0.8906
56	0.0464	0.0432	0.0490	0.0576	0.8498	0.8475	0.8558	0.8552	100	0.0448	0.0460	0.0464	0.0552	0.8884	0.8873	0.8913	0.8911
57	0.0463	0.0434	0.0491	0.0571	0.8514	0.8491	0.8570	0.8563	101	0.0447	0.0461	0.0463	0.0551	0.8889	0.8880	0.8918	0.8917
58	0.0463	0.0437	0.0492	0.0569	0.8527	0.8504	0.8584	0.8577	102	0.0448	0.0464	0.0467	0.0554	0.8895	0.8885	0.8925	0.8922
59	0.0461	0.0439	0.0495	0.0571	0.8539	0.8518	0.8596	0.8589	103	0.0452	0.0466	0.0468	0.0554	0.8903	0.8893	0.8929	0.8925
60	0.0460	0.0440	0.0494	0.0576	0.8552	0.8531	0.8606	0.8599	104	0.0453	0.0462	0.0470	0.0553	0.8908	0.8896	0.8936	0.8932
61	0.0462	0.0444	0.0492	0.0573	0.8565	0.8544	0.8616	0.8612	105	0.0447	0.0466	0.0466	0.0553	0.8911	0.8903	0.8939	0.8936
62	0.0461	0.0439	0.0496	0.0571	0.8576	0.8555	0.8630	0.8618	106	0.0448	0.0470	0.0470	0.0554	0.8917	0.8910	0.8945	0.8943
63	0.0453	0.0440	0.0498	0.0569	0.8586	0.8566	0.8640	0.8631	107	0.0447	0.0466	0.0474	0.0543	0.8922	0.8913	0.8951	0.8946
64	0.0457	0.0447	0.0496	0.0572	0.8598	0.8581	0.8649	0.8646	108	0.0448	0.0467	0.0471	0.0537	0.8928	0.8918	0.8955	0.8951
65	0.0460	0.0444	0.0496	0.0559	0.8612	0.8591	0.8658	0.8655	109	0.0450	0.0465	0.0474	0.0536	0.8932	0.8924	0.8960	0.8958
66	0.0457	0.0449	0.0500	0.0566	0.8620	0.8605	0.8670	0.8663	110	0.0448	0.0466	0.0469	0.0537	0.8937	0.8930	0.8963	0.8962
67	0.0452	0.0449	0.0500	0.0562	0.8630	0.8613	0.8680	0.8675	111	0.0447	0.0470	0.0474	0.0543	0.8942	0.8934	0.8969	0.8965
68	0.0455	0.0446	0.0503	0.0557	0.8641	0.8624	0.8691	0.8683	112	0.0448	0.0470	0.0472	0.0543	0.8947	0.8939	0.8973	0.8968
69	0.0458	0.0445	0.0499	0.0560	0.8653	0.8634	0.8698	0.8693	113	0.0447	0.0471	0.0470	0.0535	0.8950	0.8945	0.8977	0.8975
70	0.0454	0.0450	0.0498	0.0559	0.8661	0.8645	0.8706	0.8701	114	0.0450	0.0468	0.0473	0.0535	0.8957	0.8948	0.8982	0.8981
71	0.0453	0.0447	0.0501	0.0558	0.8671	0.8654	0.8716	0.8711	115	0.0448	0.0469	0.0471	0.0539	0.8961	0.8954	0.8986	0.8984
72	0.0452	0.0446	0.0499	0.0564	0.8679	0.8664	0.8724	0.8721	116	0.0450	0.0466	0.0470	0.0537	0.8966	0.8958	0.8989	0.8989
73	0.0451	0.0451	0.0499	0.0563	0.8689	0.8675	0.8732	0.8728	117	0.0454	0.0475	0.0470	0.0536	0.8972	0.8963	0.8994	0.8992

Cuadro 5.11: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media para los procedimientos óptimos (caso 2.)*

<i>Tamaño de prueba promedio</i>					<i>Promedio de la potencia media</i>				<i>Tamaño de prueba promedio</i>					<i>Promedio de la potencia media</i>			
<i>n</i>	<i>BV_{2,14}</i>	<i>W_{0,71}</i>	<i>A_{0,44}</i>	<i>S_{0,18}</i>	<i>BV_{2,14}</i>	<i>W_{0,71}</i>	<i>A_{0,44}</i>	<i>S_{0,18}</i>	<i>n</i>	<i>BV_{2,14}</i>	<i>W_{0,71}</i>	<i>A_{0,44}</i>	<i>S_{0,18}</i>	<i>BV_{2,14}</i>	<i>W_{0,71}</i>	<i>A_{0,44}</i>	<i>S_{0,18}</i>
118	0.0452	0.0469	0.0470	0.0540	0.8975	0.8966	0.8998	0.8997	160	0.0453	0.0478	0.0481	0.0540	0.9122	0.9117	0.9139	0.9137
119	0.0450	0.0473	0.0470	0.0541	0.8979	0.8973	0.9003	0.9000	161	0.0446	0.0478	0.0476	0.0533	0.9123	0.9120	0.9140	0.9139
120	0.0448	0.0467	0.0471	0.0547	0.8984	0.8975	0.9007	0.9006	162	0.0451	0.0475	0.0485	0.0524	0.9127	0.9122	0.9145	0.9143
121	0.0449	0.0470	0.0470	0.0542	0.8988	0.8981	0.9011	0.9009	163	0.0449	0.0479	0.0477	0.0524	0.9129	0.9126	0.9145	0.9144
122	0.0446	0.0469	0.0473	0.0540	0.8991	0.8985	0.9015	0.9013	164	0.0452	0.0481	0.0480	0.0528	0.9133	0.9129	0.9149	0.9148
123	0.0450	0.0472	0.0477	0.0544	0.8997	0.8989	0.9021	0.9017	165	0.0448	0.0478	0.0476	0.0523	0.9134	0.9131	0.9150	0.9149
124	0.0445	0.0472	0.0468	0.0535	0.8999	0.8993	0.9021	0.9020	166	0.0456	0.0475	0.0477	0.0524	0.9139	0.9133	0.9154	0.9153
125	0.0448	0.0473	0.0475	0.0536	0.9004	0.8998	0.9028	0.9023	167	0.0453	0.0476	0.0475	0.0527	0.9140	0.9137	0.9155	0.9156
126	0.0453	0.0468	0.0470	0.0536	0.9009	0.9000	0.9029	0.9028	168	0.0455	0.0484	0.0480	0.0526	0.9144	0.9140	0.9158	0.9158
127	0.0449	0.0469	0.0478	0.0535	0.9012	0.9005	0.9035	0.9033	169	0.0453	0.0484	0.0485	0.0524	0.9147	0.9143	0.9163	0.9158
128	0.0456	0.0470	0.0474	0.0533	0.9018	0.9009	0.9037	0.9035	170	0.0450	0.0482	0.0481	0.0528	0.9148	0.9145	0.9164	0.9162
129	0.0449	0.0471	0.0476	0.0533	0.9019	0.9014	0.9043	0.9038	171	0.0449	0.0481	0.0481	0.0527	0.9150	0.9147	0.9166	0.9164
130	0.0451	0.0476	0.0473	0.0535	0.9025	0.9018	0.9045	0.9044	172	0.0456	0.0478	0.0479	0.0525	0.9155	0.9149	0.9169	0.9167
131	0.0447	0.0472	0.0473	0.0537	0.9027	0.9021	0.9049	0.9046	173	0.0454	0.0477	0.0478	0.0527	0.9156	0.9151	0.9171	0.9168
132	0.0451	0.0474	0.0471	0.0536	0.9032	0.9026	0.9052	0.9049	174	0.0451	0.0480	0.0482	0.0531	0.9158	0.9154	0.9174	0.9172
133	0.0448	0.0474	0.0470	0.0538	0.9034	0.9029	0.9055	0.9053	175	0.0454	0.0480	0.0480	0.0529	0.9161	0.9158	0.9175	0.9175
134	0.0448	0.0475	0.0480	0.0536	0.9038	0.9034	0.9061	0.9056	176	0.0452	0.0479	0.0479	0.0527	0.9162	0.9160	0.9178	0.9177
135	0.0455	0.0473	0.0473	0.0541	0.9044	0.9037	0.9062	0.9060	177	0.0451	0.0483	0.0483	0.0530	0.9165	0.9163	0.9181	0.9180
136	0.0449	0.0477	0.0475	0.0542	0.9045	0.9041	0.9066	0.9065	178	0.0451	0.0480	0.0480	0.0533	0.9168	0.9165	0.9183	0.9182
137	0.0444	0.0475	0.0472	0.0537	0.9048	0.9045	0.9069	0.9067	179	0.0450	0.0478	0.0482	0.0528	0.9170	0.9166	0.9185	0.9185
138	0.0447	0.0476	0.0476	0.0538	0.9052	0.9047	0.9073	0.9071	180	0.0453	0.0480	0.0481	0.0531	0.9173	0.9168	0.9187	0.9186
139	0.0451	0.0474	0.0477	0.0533	0.9057	0.9051	0.9077	0.9074	181	0.0453	0.0483	0.0485	0.0525	0.9175	0.9171	0.9190	0.9189
140	0.0450	0.0476	0.0474	0.0539	0.9060	0.9055	0.9079	0.9077	182	0.0455	0.0478	0.0481	0.0523	0.9178	0.9172	0.9191	0.9190
141	0.0453	0.0475	0.0474	0.0536	0.9065	0.9057	0.9082	0.9079	183	0.0456	0.0481	0.0481	0.0525	0.9180	0.9176	0.9193	0.9192
142	0.0447	0.0474	0.0479	0.0534	0.9066	0.9061	0.9086	0.9082	184	0.0453	0.0482	0.0479	0.0530	0.9182	0.9178	0.9195	0.9194
143	0.0445	0.0473	0.0479	0.0538	0.9069	0.9064	0.9090	0.9086	185	0.0453	0.0484	0.0481	0.0529	0.9184	0.9181	0.9198	0.9197
144	0.0448	0.0471	0.0475	0.0539	0.9072	0.9067	0.9091	0.9090	186	0.0453	0.0482	0.0480	0.0525	0.9186	0.9183	0.9200	0.9198
145	0.0452	0.0475	0.0475	0.0536	0.9077	0.9072	0.9095	0.9092	187	0.0456	0.0480	0.0481	0.0519	0.9190	0.9185	0.9202	0.9200
146	0.0448	0.0477	0.0478	0.0538	0.9079	0.9074	0.9099	0.9097	188	0.0458	0.0481	0.0484	0.0522	0.9192	0.9187	0.9205	0.9202
147	0.0446	0.0479	0.0477	0.0544	0.9082	0.9078	0.9102	0.9101	189	0.0455	0.0480	0.0480	0.0524	0.9194	0.9190	0.9206	0.9205
148	0.0450	0.0475	0.0475	0.0541	0.9086	0.9080	0.9104	0.9102	190	0.0455	0.0481	0.0484	0.0522	0.9195	0.9192	0.9209	0.9208
149	0.0453	0.0476	0.0478	0.0536	0.9090	0.9085	0.9107	0.9105	191	0.0453	0.0480	0.0480	0.0519	0.9197	0.9193	0.9210	0.9209
150	0.0447	0.0473	0.0480	0.0540	0.9091	0.9087	0.9111	0.9111	192	0.0458	0.0479	0.0483	0.0520	0.9200	0.9196	0.9212	0.9211
151	0.0451	0.0478	0.0477	0.0534	0.9096	0.9091	0.9113	0.9111	193	0.0459	0.0482	0.0479	0.0525	0.9203	0.9199	0.9214	0.9212
152	0.0455	0.0477	0.0481	0.0532	0.9100	0.9094	0.9116	0.9114	194	0.0455	0.0482	0.0483	0.0526	0.9203	0.9201	0.9217	0.9216
153	0.0451	0.0477	0.0483	0.0539	0.9101	0.9097	0.9121	0.9118	195	0.0456	0.0480	0.0481	0.0523	0.9205	0.9202	0.9218	0.9217
154	0.0452	0.0475	0.0477	0.0534	0.9104	0.9100	0.9121	0.9119	196	0.0457	0.0484	0.0486	0.0524	0.9208	0.9204	0.9221	0.9219
155	0.0454	0.0477	0.0475	0.0535	0.9107	0.9103	0.9124	0.9124	197	0.0455	0.0487	0.0480	0.0531	0.9210	0.9207	0.9222	0.9221
156	0.0450	0.0478	0.0478	0.0535	0.9110	0.9107	0.9128	0.9125	198	0.0452	0.0484	0.0480	0.0527	0.9212	0.9209	0.9224	0.9223
157	0.0452	0.0480	0.0478	0.0533	0.9114	0.9109	0.9130	0.9128	199	0.0453	0.0482	0.0483	0.0527	0.9213	0.9211	0.9227	0.9225
158	0.0452	0.0480	0.0481	0.0540	0.9116	0.9112	0.9133	0.9132	200	0.0457	0.0483	0.0483	0.0530	0.9216	0.9213	0.9228	0.9228
159	0.0451	0.0479	0.0480	0.0536	0.9119	0.9115	0.9135	0.9133									

Cuadro 5.12: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media para los procedimientos óptimos (caso 2).*

Capítulo 6

Conclusiones

Al comparar el desempeño de los procedimientos de prueba de hipótesis, basados en los valores de c obtenidos en este trabajo, junto a los más recomendados por Böhning D. y Viwatwongkasem C. ([9]) y Martín Andrés A. y Álvarez Hernández M. [20], para los procedimientos de Böhning y Viwatwongkasem, Wald ajustado, Wilson ajustado y arcoseno ajustado, utilizando $\alpha = 0.05$, se obtienen los siguientes resultados:

1. A excepción del procedimiento de Wilson, los procedimientos de Wald, Böhning D. y Viwatwongkasem y arcoseno, presentan un mal desempeño con $c = 0$; en dichos procedimientos, los *tamaños de prueba promedio* más cercanos a $\alpha = 0.05$ se obtienen con un valor de c mayor que 0. Lo anterior es ampliamente conocido para los procedimientos de Wald (ver [10], [19] y [25]) y arcoseno (ver [12], [20] y [24]).
2. El valor de $c = 2.14$, es el valor que presenta un mejor desempeño para el procedimiento de Böhning y Viwatwongkasem, sobre todo para valores de p cercanos a 0 o a 1.
3. El procedimiento de Wald continúa siendo el procedimiento más utilizado en la práctica para obtener un intervalo de confianza para la proporción

binomial, se recomienda utilizar el procedimiento ajustado, con el valor de $c = 0.71$, debido a que mediante dicho valor de c se obtienen tamaños de prueba cercanos a α y por tanto, probabilidades de cobertura cercanas a $1 - \alpha$ (ver [1]). Mediante dicho valor, se obtienen también, potencias medias grandes y por tanto intervalos más estrechos. En Almendra-Arao et al. ([2]), se presenta un ejemplo de lo anterior.

4. El valor de $c = 2.76$ también se recomienda, en el procedimiento de Wald ajustado. Sin embargo, mediante este valor se podrían obtener procedimientos conservadores o intervalos angostos. En ocasiones el procedimiento de Wald, presenta mejores resultados para $c = 2.76$, que para $c = 0.71$ (ver [2]).
5. En el procedimiento arcoseno, el valor de $c = 0.44$ presenta un mejor desempeño que el valor de $c = 0.5$, lo cual es más notable para valores de p cercanos a 0 o a 1. El valor de $c = 0.5$ es el recomendado en [20].
6. Para el procedimiento de Wilson, el valor de $c = 0.18$ es el que presenta un mejor desempeño, lo cual es más notable cuando p está cercano a 0 o a 1.
7. Los procedimientos con los mejores desempeños son: El procedimiento arcoseno con $c = 0.44$ y el procedimiento de Wilson con $c = 0.18$. Mediante el procedimiento arcoseno con $c = 0.44$ se obtienen tamaños de prueba muy cercanos a α para el caso 1, y en el caso 2, se obtienen resultados bastante aceptables, ya que los *tamaños de prueba* se encuentran en $(0.45, 0.55)$. El procedimiento arcoseno con $c = 0.44$ tiene una expresión sencilla, lo cual no tiene el procedimiento de Wilson. Además, el *promedio de la potencia media* del procedimiento arcoseno con $c = 0.44$, es mayor que el *promedio de la potencia media* del procedimiento de Wilson con $c = 0.18$, en los tres casos.

-
8. Se recomienda lo siguiente: Utilizar el procedimiento de Wilson con $c = 0.18$, para valores de p cercanos a 0 o a 1, en caso de que sea complicado el cálculo, se recomienda el procedimiento arcoseno con $c = 0.44$. Para valores de p no cercanos a 0 ni a 1, se recomienda utilizar el procedimiento arcoseno con $c = 0.44$.

Cuadros

Böhning y Viwatwongkasem

n	Procedimiento de Böhning y Viwatwongkaset (caso 1)					Procedimiento de Böhning y Viwatwongkaset (caso 1)								
	Tamaño de muestra promedio					Tamaño de muestra promedio								
	1	1.74	2.43	0.62	0.89	2.14	2	1	1.74	2.43	0.62	0.89	2.14	2
30	0.0611	0.0592	0.0633	0.0631	0.0616	0.0606	0.0609	0.0683	0.0630	0.0607	0.0686	0.0686	0.0686	0.0686
31	0.0602	0.0592	0.0606	0.0625	0.0609	0.0606	0.0604	0.0636	0.0625	0.0604	0.0617	0.0629	0.0629	0.0629
32	0.0601	0.0595	0.0602	0.0624	0.0607	0.0606	0.0603	0.0608	0.0605	0.0604	0.0608	0.0615	0.0616	0.0616
33	0.0600	0.0588	0.0604	0.0621	0.0605	0.0603	0.0592	0.0628	0.0621	0.0612	0.0636	0.0629	0.0635	0.0635
34	0.0600	0.0586	0.0600	0.0621	0.0604	0.0600	0.0587	0.0609	0.0600	0.0613	0.0629	0.0619	0.0628	0.0628
35	0.0597	0.0582	0.0606	0.0618	0.0603	0.0608	0.0586	0.0614	0.0605	0.0618	0.0629	0.0618	0.0629	0.0629
36	0.0598	0.0581	0.0606	0.0613	0.0603	0.0607	0.0583	0.0618	0.0614	0.0628	0.0616	0.0629	0.0630	0.0630
37	0.0599	0.0578	0.0602	0.0609	0.0607	0.0605	0.0579	0.0618	0.0616	0.0629	0.0617	0.0629	0.0632	0.0632
38	0.0590	0.0578	0.0609	0.0604	0.0604	0.0609	0.0581	0.0628	0.0621	0.0629	0.0628	0.0629	0.0632	0.0632
39	0.0584	0.0577	0.0585	0.0604	0.0600	0.0609	0.0579	0.0625	0.0624	0.0624	0.0629	0.0629	0.0631	0.0631
40	0.0584	0.0575	0.0584	0.0603	0.0608	0.0608	0.0578	0.0628	0.0626	0.0627	0.0629	0.0629	0.0631	0.0631
41	0.0584	0.0571	0.0587	0.0603	0.0609	0.0607	0.0571	0.0630	0.0629	0.0629	0.0629	0.0629	0.0631	0.0631
42	0.0582	0.0570	0.0582	0.0597	0.0598	0.0607	0.0572	0.0638	0.0632	0.0632	0.0632	0.0632	0.0632	0.0632
43	0.0583	0.0570	0.0581	0.0600	0.0585	0.0607	0.0571	0.0638	0.0632	0.0632	0.0632	0.0632	0.0632	0.0632
44	0.0581	0.0567	0.0570	0.0594	0.0583	0.0603	0.0568	0.0638	0.0632	0.0632	0.0632	0.0632	0.0632	0.0632
45	0.0577	0.0566	0.0575	0.0587	0.0587	0.0607	0.0567	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
46	0.0574	0.0566	0.0575	0.0587	0.0587	0.0607	0.0567	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
47	0.0574	0.0566	0.0575	0.0587	0.0587	0.0607	0.0567	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
48	0.0572	0.0565	0.0575	0.0590	0.0574	0.0608	0.0564	0.0641	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
49	0.0573	0.0561	0.0570	0.0586	0.0570	0.0605	0.0563	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
50	0.0572	0.0560	0.0569	0.0584	0.0570	0.0602	0.0562	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
51	0.0570	0.0559	0.0567	0.0580	0.0570	0.0602	0.0561	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
52	0.0566	0.0557	0.0567	0.0580	0.0570	0.0601	0.0559	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
53	0.0567	0.0558	0.0565	0.0577	0.0568	0.0598	0.0558	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
54	0.0565	0.0557	0.0564	0.0578	0.0568	0.0598	0.0557	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
55	0.0562	0.0552	0.0563	0.0575	0.0568	0.0598	0.0557	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
56	0.0562	0.0552	0.0563	0.0575	0.0568	0.0598	0.0557	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
57	0.0564	0.0554	0.0562	0.0571	0.0564	0.0595	0.0554	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
58	0.0559	0.0554	0.0560	0.0570	0.0560	0.0593	0.0553	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
59	0.0559	0.0554	0.0560	0.0570	0.0560	0.0593	0.0553	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
60	0.0559	0.0554	0.0560	0.0570	0.0560	0.0593	0.0553	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
61	0.0559	0.0554	0.0560	0.0570	0.0560	0.0593	0.0553	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
62	0.0556	0.0550	0.0556	0.0567	0.0559	0.0590	0.0553	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
63	0.0557	0.0549	0.0555	0.0566	0.0559	0.0591	0.0554	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
64	0.0558	0.0548	0.0555	0.0566	0.0559	0.0591	0.0554	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
65	0.0555	0.0547	0.0552	0.0563	0.0557	0.0590	0.0550	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
66	0.0553	0.0545	0.0552	0.0563	0.0557	0.0590	0.0550	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
67	0.0552	0.0546	0.0551	0.0561	0.0555	0.0590	0.0549	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
68	0.0552	0.0546	0.0551	0.0561	0.0555	0.0590	0.0549	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
69	0.0552	0.0545	0.0548	0.0559	0.0553	0.0589	0.0546	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
70	0.0553	0.0545	0.0549	0.0559	0.0554	0.0589	0.0546	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
71	0.0551	0.0543	0.0550	0.0556	0.0552	0.0589	0.0546	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
72	0.0551	0.0543	0.0550	0.0556	0.0552	0.0589	0.0546	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639
73	0.0549	0.0545	0.0547	0.0557	0.0552	0.0589	0.0546	0.0640	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639	0.0639

Cuadro 1: *Tamaño de muestra promedio y promedio de la potencia media para el procedimiento de Böhning y Viwatwongkaset (caso 1.)*

Procedimiento de Böhning y Viwatwongkasetm (caso 1)

n	Tamaño de prueba promedio					Promedio de la potencia media									
	1	1.74	2.43	0.62	0.89	2.14	2	1	1.74	2.43	0.62	0.89	2.14	2	
118	0.0522	0.0520	0.0530	0.0536	0.0523	0.0529	0.0528	0.0516	0.0524	0.0521	0.0529	0.0524	0.0522	0.0528	0.0529
119	0.0522	0.0528	0.0530	0.0536	0.0533	0.0529	0.0527	0.0535	0.0534	0.0535	0.0534	0.0534	0.0534	0.0534	0.0534
120	0.0522	0.0527	0.0535	0.0536	0.0533	0.0527	0.0527	0.0530	0.0529	0.0531	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530
121	0.0521	0.0528	0.0531	0.0536	0.0533	0.0528	0.0527	0.0530	0.0529	0.0531	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530
122	0.0520	0.0526	0.0530	0.0534	0.0530	0.0528	0.0527	0.0530	0.0529	0.0531	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530
123	0.0520	0.0527	0.0529	0.0534	0.0533	0.0528	0.0528	0.0531	0.0530	0.0531	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530
124	0.0520	0.0527	0.0528	0.0535	0.0532	0.0528	0.0528	0.0531	0.0530	0.0531	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530
125	0.0528	0.0524	0.0528	0.0536	0.0532	0.0527	0.0528	0.0532	0.0531	0.0534	0.0533	0.0532	0.0532	0.0532	0.0532
126	0.0528	0.0526	0.0528	0.0536	0.0533	0.0528	0.0528	0.0531	0.0530	0.0531	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530
127	0.0528	0.0525	0.0528	0.0534	0.0528	0.0527	0.0525	0.0530	0.0529	0.0531	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530
128	0.0528	0.0524	0.0528	0.0536	0.0532	0.0527	0.0525	0.0530	0.0529	0.0531	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530
129	0.0529	0.0525	0.0526	0.0536	0.0532	0.0526	0.0526	0.0530	0.0529	0.0531	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530	0.0530
130	0.0528	0.0525	0.0527	0.0533	0.0533	0.0529	0.0528	0.0532	0.0531	0.0534	0.0533	0.0532	0.0532	0.0532	0.0532
131	0.0527	0.0525	0.0527	0.0533	0.0530	0.0529	0.0525	0.0532	0.0531	0.0534	0.0533	0.0532	0.0532	0.0532	0.0532
132	0.0527	0.0526	0.0530	0.0535	0.0530	0.0527	0.0524	0.0533	0.0534	0.0539	0.0534	0.0534	0.0534	0.0534	0.0534
133	0.0528	0.0524	0.0527	0.0535	0.0530	0.0527	0.0524	0.0533	0.0534	0.0539	0.0534	0.0534	0.0534	0.0534	0.0534
134	0.0527	0.0523	0.0528	0.0532	0.0529	0.0525	0.0525	0.0534	0.0534	0.0541	0.0541	0.0541	0.0541	0.0541	0.0541
135	0.0529	0.0522	0.0527	0.0532	0.0528	0.0525	0.0523	0.0536	0.0536	0.0543	0.0543	0.0543	0.0543	0.0543	0.0543
136	0.0527	0.0524	0.0527	0.0534	0.0528	0.0526	0.0523	0.0536	0.0536	0.0543	0.0543	0.0543	0.0543	0.0543	0.0543
137	0.0528	0.0523	0.0526	0.0531	0.0527	0.0523	0.0524	0.0537	0.0537	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544
138	0.0528	0.0523	0.0526	0.0530	0.0528	0.0525	0.0524	0.0537	0.0537	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544
139	0.0528	0.0523	0.0526	0.0530	0.0528	0.0525	0.0524	0.0537	0.0537	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544
140	0.0527	0.0524	0.0525	0.0530	0.0529	0.0523	0.0524	0.0537	0.0537	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544
141	0.0527	0.0522	0.0526	0.0531	0.0528	0.0523	0.0524	0.0537	0.0537	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544
142	0.0525	0.0524	0.0526	0.0531	0.0528	0.0523	0.0524	0.0537	0.0537	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544	0.0544
143	0.0525	0.0521	0.0526	0.0532	0.0527	0.0523	0.0522	0.0538	0.0538	0.0545	0.0545	0.0545	0.0545	0.0545	0.0545
144	0.0525	0.0521	0.0526	0.0532	0.0527	0.0523	0.0522	0.0538	0.0538	0.0545	0.0545	0.0545	0.0545	0.0545	0.0545
145	0.0525	0.0521	0.0526	0.0532	0.0527	0.0523	0.0522	0.0538	0.0538	0.0545	0.0545	0.0545	0.0545	0.0545	0.0545
146	0.0525	0.0521	0.0526	0.0532	0.0527	0.0523	0.0522	0.0538	0.0538	0.0545	0.0545	0.0545	0.0545	0.0545	0.0545
147	0.0524	0.0524	0.0525	0.0530	0.0525	0.0523	0.0523	0.0539	0.0539	0.0546	0.0546	0.0546	0.0546	0.0546	0.0546
148	0.0525	0.0522	0.0525	0.0530	0.0525	0.0523	0.0523	0.0539	0.0539	0.0546	0.0546	0.0546	0.0546	0.0546	0.0546
149	0.0526	0.0522	0.0525	0.0530	0.0525	0.0523	0.0523	0.0539	0.0539	0.0546	0.0546	0.0546	0.0546	0.0546	0.0546
150	0.0524	0.0521	0.0524	0.0528	0.0525	0.0522	0.0521	0.0540	0.0540	0.0547	0.0547	0.0547	0.0547	0.0547	0.0547
151	0.0526	0.0520	0.0524	0.0528	0.0525	0.0522	0.0521	0.0540	0.0540	0.0547	0.0547	0.0547	0.0547	0.0547	0.0547
152	0.0524	0.0521	0.0524	0.0528	0.0525	0.0520	0.0520	0.0541	0.0541	0.0548	0.0548	0.0548	0.0548	0.0548	0.0548
153	0.0525	0.0519	0.0522	0.0529	0.0525	0.0521	0.0520	0.0542	0.0542	0.0549	0.0549	0.0549	0.0549	0.0549	0.0549
154	0.0525	0.0523	0.0524	0.0527	0.0524	0.0521	0.0521	0.0543	0.0543	0.0550	0.0550	0.0550	0.0550	0.0550	0.0550
155	0.0525	0.0523	0.0524	0.0527	0.0524	0.0521	0.0521	0.0543	0.0543	0.0550	0.0550	0.0550	0.0550	0.0550	0.0550
156	0.0525	0.0521	0.0525	0.0528	0.0526	0.0521	0.0522	0.0544	0.0544	0.0551	0.0551	0.0551	0.0551	0.0551	0.0551
157	0.0522	0.0521	0.0525	0.0528	0.0526	0.0521	0.0522	0.0544	0.0544	0.0551	0.0551	0.0551	0.0551	0.0551	0.0551
158	0.0523	0.0521	0.0522	0.0525	0.0523	0.0519	0.0520	0.0545	0.0545	0.0552	0.0552	0.0552	0.0552	0.0552	0.0552
159	0.0523	0.0522	0.0522	0.0525	0.0523	0.0521	0.0521	0.0545	0.0545	0.0552	0.0552	0.0552	0.0552	0.0552	0.0552

Cuadro 2: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media* para el procedimiento de Böhning y Viwatwongkasetm (caso 1.)

c	Procedimiento de Böhning y Viwatwongkasem (caso 2)															
	Tamaño de prueba promedio					Promedio de la potencia media										
	1	1.74	2.43	0.62	0.89	2.14	2	1	1.74	2.43	0.62	0.89	2.14	2		
30	0.0329	0.041	0.0725	0.0428	0.0538	0.0383	0.0611	0.0489	0.0764	0.051	0.7913	0.7935	0.7653	0.7919	0.7975	71
31	0.0434	0.0391	0.0714	0.0483	0.0393	0.0638	0.0478	0.0769	0.079	0.7971	0.7960	0.8329	0.7979	0.8799	0.8360	75
32	0.0459	0.0391	0.0696	0.0483	0.0393	0.0630	0.0478	0.0803	0.811	0.8013	0.8001	0.8210	0.8011	0.8360	79	
33	0.0459	0.0388	0.0688	0.0482	0.0390	0.0622	0.0468	0.8058	0.8049	0.8012	0.8310	0.8149	0.8367	0.8377	83	
34	0.0459	0.0394	0.0671	0.0447	0.0390	0.0621	0.0463	0.8085	0.8075	0.8069	0.8307	0.8170	0.8369	0.8366	78	
35	0.0454	0.0390	0.0696	0.0464	0.0372	0.0612	0.0465	0.8133	0.8128	0.8120	0.8314	0.8217	0.8328	0.8312	80	
36	0.0455	0.0393	0.0691	0.0466	0.0372	0.0610	0.0460	0.8129	0.8128	0.8117	0.8315	0.8215	0.8319	0.8301	81	
37	0.0455	0.0383	0.0682	0.0472	0.0379	0.0605	0.0460	0.8138	0.8137	0.8125	0.8319	0.8219	0.8317	0.8304	82	
38	0.0461	0.0388	0.0687	0.0475	0.0378	0.0602	0.0456	0.8188	0.8177	0.8175	0.8319	0.8219	0.8317	0.8301	84	
39	0.0464	0.0383	0.0626	0.0475	0.0387	0.0602	0.0453	0.8211	0.8206	0.8196	0.8310	0.8207	0.8301	0.8214	83	
40	0.0468	0.0387	0.0620	0.0475	0.0383	0.0604	0.0449	0.8225	0.8214	0.8211	0.8324	0.8221	0.8320	0.8214	84	
41	0.0467	0.0389	0.0609	0.0472	0.0384	0.0609	0.0449	0.8254	0.8247	0.8244	0.8324	0.8245	0.8324	0.8257	85	
42	0.0469	0.0386	0.0609	0.0472	0.0383	0.0604	0.0448	0.8275	0.8267	0.8262	0.8326	0.8267	0.8326	0.8269	86	
43	0.0466	0.0387	0.0609	0.0471	0.0389	0.0608	0.0445	0.8293	0.8288	0.8281	0.8327	0.8288	0.8285	0.8288	87	
44	0.0468	0.0386	0.0597	0.0475	0.0390	0.0605	0.0443	0.8330	0.8307	0.8302	0.8327	0.8306	0.8305	0.8317	88	
45	0.0472	0.0388	0.0592	0.0477	0.0393	0.0609	0.0441	0.8332	0.8326	0.8322	0.8335	0.8326	0.8324	0.8336	90	
46	0.0476	0.0386	0.0589	0.0481	0.0398	0.0609	0.0447	0.8353	0.8344	0.8343	0.8336	0.8348	0.8343	0.8351	90	
47	0.0476	0.0383	0.0588	0.0481	0.0398	0.0608	0.0445	0.8368	0.8358	0.8358	0.8332	0.8353	0.8355	0.8358	91	
48	0.0477	0.0387	0.0580	0.0476	0.0395	0.0605	0.0442	0.8385	0.8380	0.8378	0.8338	0.8380	0.8376	0.8386	92	
49	0.0479	0.0388	0.0577	0.0483	0.0398	0.0608	0.0447	0.8401	0.8398	0.8394	0.8388	0.8396	0.8396	0.8406	93	
50	0.0482	0.0387	0.0564	0.0489	0.0402	0.0609	0.0451	0.8418	0.8412	0.8406	0.8408	0.8415	0.8412	0.8422	94	
51	0.0482	0.0387	0.0566	0.0489	0.0399	0.0609	0.0451	0.8433	0.8428	0.8424	0.8423	0.8429	0.8426	0.8435	95	
52	0.0485	0.0387	0.0564	0.0484	0.0406	0.0608	0.0456	0.8448	0.8448	0.8439	0.8437	0.8446	0.8442	0.8452	96	
53	0.0489	0.0390	0.0555	0.0489	0.0404	0.0610	0.0455	0.8465	0.8460	0.8454	0.8433	0.8459	0.8460	0.8466	97	
54	0.0489	0.0389	0.0556	0.0489	0.0407	0.0607	0.0453	0.8479	0.8473	0.8471	0.8469	0.8475	0.8471	0.8481	98	
55	0.0487	0.0389	0.0550	0.0479	0.0407	0.0602	0.0451	0.8492	0.8488	0.8487	0.8477	0.8488	0.8484	0.8492	99	
56	0.0486	0.0392	0.0522	0.0486	0.0408	0.0604	0.0450	0.8502	0.8504	0.8502	0.8492	0.8500	0.8498	0.8507	100	
57	0.0488	0.0390	0.0549	0.0492	0.0412	0.0603	0.0456	0.8532	0.8528	0.8527	0.8522	0.8529	0.8527	0.8534	102	
58	0.0493	0.0390	0.0551	0.0488	0.0412	0.0603	0.0452	0.8555	0.8549	0.8549	0.8534	0.8541	0.8539	0.8546	104	
59	0.0497	0.0390	0.0547	0.0490	0.0412	0.0601	0.0450	0.8574	0.8568	0.8568	0.8551	0.8564	0.8559	0.8566	105	
60	0.0495	0.0389	0.0545	0.0495	0.0416	0.0600	0.0451	0.8588	0.8584	0.8583	0.8570	0.8585	0.8585	0.8599	106	
61	0.0494	0.0390	0.0542	0.0490	0.0414	0.0602	0.0449	0.8598	0.8594	0.8593	0.8578	0.8593	0.8590	0.8600	107	
62	0.0498	0.0390	0.0542	0.0491	0.0415	0.0601	0.0447	0.8592	0.8575	0.8575	0.8571	0.8578	0.8576	0.8590	108	
63	0.0497	0.0391	0.0533	0.0491	0.0415	0.0603	0.0445	0.8598	0.8588	0.8584	0.8584	0.8587	0.8586	0.8603	109	
64	0.0493	0.0393	0.0530	0.0494	0.0415	0.0605	0.0447	0.8598	0.8600	0.8595	0.8595	0.8598	0.8598	0.8614	108	
65	0.0492	0.0388	0.0538	0.0494	0.0419	0.0600	0.0445	0.8614	0.8608	0.8608	0.8604	0.8611	0.8612	0.8629	110	
66	0.0495	0.0391	0.0538	0.0496	0.0421	0.0602	0.0445	0.8626	0.8629	0.8628	0.8628	0.8622	0.8629	0.8626	110	
67	0.0495	0.0389	0.0526	0.0496	0.0423	0.0602	0.0442	0.8637	0.8637	0.8629	0.8628	0.8633	0.8630	0.8636	112	
68	0.0493	0.0396	0.0527	0.0497	0.0423	0.0605	0.0442	0.8645	0.8642	0.8640	0.8638	0.8642	0.8641	0.8646	112	
69	0.0490	0.0392	0.0526	0.0491	0.0423	0.0604	0.0442	0.8663	0.8663	0.8650	0.8650	0.8652	0.8653	0.8666	114	
70	0.0492	0.0392	0.0526	0.0491	0.0423	0.0604	0.0442	0.8663	0.8660	0.8660	0.8658	0.8662	0.8661	0.8666	114	
71	0.0498	0.0396	0.0525	0.0496	0.0422	0.0603	0.0442	0.8675	0.8672	0.8669	0.8668	0.8673	0.8671	0.8675	115	
72	0.0498	0.0396	0.0526	0.0496	0.0425	0.0603	0.0442	0.8685	0.8681	0.8680	0.8677	0.8682	0.8679	0.8684	116	
73	0.0498	0.0396	0.0522	0.0500	0.0425	0.0603	0.0442	0.8692	0.8689	0.8689	0.8687	0.8691	0.8689	0.8693	117	

Cuadro 3: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media para el procedimiento de Böhning y Viwatwongkasem (caso 2)*

Procedimiento de Böhning y Viwatwongkasem (caso 2)

n	Tamaño de muestra promedio					Promedio de la potencia media					Tamaño de muestra promedio					Promedio de la potencia media											
	1	1.74	2.43	0.62	0.89	2.14	2	1	1.74	2.43	0.62	0.89	2.14	2	1	1.74	2.43	0.62	0.89	2.14	2	1	1.74	2.43	0.62	0.89	2.14
118	0.0484	0.0412	0.0489	0.0460	0.0454	0.0422	0.0435	0.8770	0.8771	0.8773	0.8773	0.8770	0.8775	0.8779	0.0446	0.0425	0.0488	0.0503	0.0450	0.0433	0.0429	0.0422	0.0422	0.0421	0.0429	0.0420	0.0427
119	0.0481	0.0413	0.0491	0.0508	0.0490	0.0450	0.0431	0.8779	0.8778	0.8778	0.8779	0.8779	0.8779	0.8779	0.0445	0.0425	0.0488	0.0503	0.0450	0.0436	0.0426	0.0421	0.0421	0.0421	0.0429	0.0420	0.0427
120	0.0483	0.0413	0.0492	0.0506	0.0490	0.0449	0.0435	0.8884	0.8882	0.8882	0.8883	0.8884	0.8884	0.8884	0.0451	0.0425	0.0488	0.0503	0.0451	0.0439	0.0429	0.0425	0.0425	0.0425	0.0429	0.0420	0.0427
121	0.0484	0.0410	0.0495	0.0507	0.0497	0.0447	0.0430	0.8987	0.8987	0.8987	0.8987	0.8988	0.8988	0.8989	0.0451	0.0425	0.0488	0.0504	0.0450	0.0440	0.0430	0.0426	0.0426	0.0426	0.0429	0.0420	0.0427
122	0.0484	0.0412	0.0494	0.0500	0.0495	0.0446	0.0433	0.8992	0.8990	0.8992	0.8990	0.8993	0.8991	0.8991	0.0449	0.0423	0.0483	0.0502	0.0448	0.0432	0.0422	0.0418	0.0418	0.0418	0.0421	0.0420	0.0427
123	0.0484	0.0417	0.0492	0.0501	0.0490	0.0445	0.0433	0.8996	0.8995	0.8995	0.8994	0.8996	0.8997	0.8997	0.0449	0.0423	0.0483	0.0502	0.0447	0.0432	0.0422	0.0416	0.0416	0.0416	0.0421	0.0420	0.0427
124	0.0482	0.0412	0.0498	0.0504	0.0490	0.0445	0.0436	0.9000	0.8999	0.9000	0.8999	0.9000	0.8999	0.8999	0.0448	0.0423	0.0483	0.0502	0.0446	0.0431	0.0421	0.0416	0.0416	0.0421	0.0420	0.0427	
125	0.0488	0.0417	0.0495	0.0498	0.0483	0.0438	0.0432	0.9006	0.9005	0.9004	0.9003	0.9005	0.9004	0.9005	0.0446	0.0422	0.0487	0.0500	0.0440	0.0426	0.0416	0.0411	0.0411	0.0411	0.0411	0.0411	0.0411
126	0.0483	0.0414	0.0489	0.0501	0.0490	0.0443	0.0433	0.9007	0.9007	0.9007	0.9006	0.9009	0.9009	0.9009	0.0445	0.0422	0.0487	0.0500	0.0439	0.0425	0.0415	0.0410	0.0410	0.0410	0.0411	0.0411	0.0411
127	0.0488	0.0416	0.0491	0.0506	0.0498	0.0448	0.0439	0.9014	0.9013	0.9013	0.9011	0.9011	0.9012	0.9012	0.0445	0.0422	0.0487	0.0500	0.0438	0.0424	0.0414	0.0409	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410
128	0.0485	0.0416	0.0489	0.0502	0.0493	0.0450	0.0436	0.9016	0.9016	0.9016	0.9014	0.9017	0.9018	0.9017	0.0446	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
129	0.0488	0.0417	0.0491	0.0505	0.0493	0.0449	0.0436	0.9025	0.9024	0.9023	0.9023	0.9021	0.9025	0.9025	0.0446	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
130	0.0489	0.0417	0.0491	0.0504	0.0490	0.0447	0.0438	0.9028	0.9027	0.9028	0.9026	0.9027	0.9027	0.9027	0.0446	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
131	0.0485	0.0414	0.0495	0.0503	0.0489	0.0449	0.0435	0.9033	0.9031	0.9030	0.9030	0.9030	0.9032	0.9032	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
132	0.0489	0.0417	0.0491	0.0501	0.0489	0.0451	0.0437	0.9038	0.9037	0.9038	0.9036	0.9037	0.9037	0.9037	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
133	0.0441	0.0417	0.0491	0.0501	0.0491	0.0451	0.0438	0.9043	0.9043	0.9043	0.9041	0.9043	0.9043	0.9043	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
134	0.0487	0.0416	0.0489	0.0505	0.0493	0.0448	0.0437	0.9048	0.9048	0.9048	0.9046	0.9048	0.9048	0.9048	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
135	0.0488	0.0417	0.0489	0.0507	0.0496	0.0449	0.0436	0.9053	0.9053	0.9053	0.9051	0.9053	0.9053	0.9053	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
136	0.0488	0.0417	0.0489	0.0507	0.0496	0.0449	0.0436	0.9056	0.9056	0.9056	0.9054	0.9056	0.9056	0.9056	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
137	0.0440	0.0419	0.0486	0.0507	0.0496	0.0444	0.0440	0.9061	0.9061	0.9061	0.9059	0.9061	0.9061	0.9061	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
138	0.0442	0.0420	0.0492	0.0503	0.0483	0.0447	0.0436	0.9064	0.9064	0.9064	0.9062	0.9064	0.9064	0.9064	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
139	0.0444	0.0420	0.0492	0.0504	0.0484	0.0451	0.0435	0.9068	0.9067	0.9067	0.9065	0.9067	0.9067	0.9067	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
140	0.0489	0.0421	0.0488	0.0505	0.0483	0.0450	0.0433	0.9069	0.9069	0.9069	0.9067	0.9069	0.9069	0.9069	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
141	0.0442	0.0422	0.0486	0.0503	0.0486	0.0453	0.0436	0.9069	0.9069	0.9069	0.9067	0.9069	0.9069	0.9069	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
142	0.0445	0.0418	0.0486	0.0503	0.0486	0.0447	0.0438	0.9072	0.9072	0.9072	0.9070	0.9072	0.9072	0.9072	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
143	0.0444	0.0418	0.0487	0.0506	0.0483	0.0445	0.0435	0.9073	0.9073	0.9073	0.9071	0.9073	0.9073	0.9073	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
144	0.0489	0.0419	0.0485	0.0505	0.0485	0.0448	0.0437	0.9073	0.9072	0.9072	0.9070	0.9073	0.9073	0.9073	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
145	0.0446	0.0421	0.0489	0.0505	0.0486	0.0448	0.0436	0.9081	0.9081	0.9081	0.9079	0.9081	0.9081	0.9081	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
146	0.0446	0.0421	0.0489	0.0505	0.0486	0.0448	0.0436	0.9081	0.9081	0.9081	0.9079	0.9081	0.9081	0.9081	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
147	0.0446	0.0421	0.0489	0.0505	0.0486	0.0448	0.0436	0.9085	0.9085	0.9085	0.9083	0.9085	0.9085	0.9085	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
148	0.0443	0.0425	0.0485	0.0502	0.0483	0.0446	0.0436	0.9087	0.9088	0.9088	0.9086	0.9088	0.9088	0.9088	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
149	0.0443	0.0423	0.0484	0.0501	0.0486	0.0445	0.0435	0.9089	0.9089	0.9089	0.9087	0.9089	0.9089	0.9089	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
150	0.0442	0.0422	0.0485	0.0505	0.0485	0.0445	0.0438	0.9092	0.9092	0.9092	0.9090	0.9092	0.9092	0.9092	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
151	0.0446	0.0422	0.0485	0.0505	0.0485	0.0445	0.0438	0.9096	0.9097	0.9099	0.9098	0.9098	0.9098	0.9098	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
152	0.0443	0.0420	0.0488	0.0502	0.0480	0.0451	0.0438	0.9102	0.9102	0.9102	0.9100	0.9102	0.9102	0.9102	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
153	0.0447	0.0421	0.0489	0.0512	0.0490	0.0451	0.0438	0.9107	0.9107	0.9107	0.9105	0.9107	0.9107	0.9107	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
154	0.0445	0.0419	0.0485	0.0506	0.0489	0.0452	0.0437	0.9107	0.9108	0.9108	0.9106	0.9107	0.9107	0.9107	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
155	0.0443	0.0425	0.0489	0.0505	0.0485	0.0451	0.0437	0.9111	0.9111	0.9111	0.9109	0.9111	0.9111	0.9111	0.0445	0.0422	0.0488	0.0506	0.0439	0.0425	0.0414	0.0409	0.0409	0.0410	0.0410	0.0410	0.0410
156	0.0446	0.0424	0.0490	0.0504	0.0489	0.0450	0.0441	0.9111	0.9112	0.9112</																	

		Procedimiento de Wald ajustado (caso 1)					Procedimiento de Wald ajustado (caso 1)					
		Tamaño de prueba promedio					Tamaño de prueba promedio					
		Promedio de la potencia media					Promedio de la potencia media					
ϵ	n	1.46	2.76	0.58	2.9	0.71	2	1.46	2.76	0.58	2.9	0.71
100	0.0484	0.0500	0.0485	0.0520	0.0485	0.0518	0.0529	0.0485	0.0529	0.0485	0.0518	0.0529
101	0.0491	0.0492	0.0488	0.0519	0.0488	0.0520	0.0487	0.0486	0.0519	0.0487	0.0520	0.0488
102	0.0498	0.0499	0.0496	0.0527	0.0496	0.0528	0.0497	0.0496	0.0527	0.0496	0.0528	0.0499
103	0.0505	0.0506	0.0503	0.0534	0.0503	0.0535	0.0504	0.0503	0.0534	0.0503	0.0535	0.0506
104	0.0512	0.0513	0.0510	0.0541	0.0510	0.0542	0.0511	0.0510	0.0541	0.0510	0.0542	0.0513
105	0.0519	0.0520	0.0517	0.0549	0.0517	0.0550	0.0518	0.0517	0.0549	0.0517	0.0550	0.0520
106	0.0526	0.0527	0.0524	0.0557	0.0524	0.0558	0.0525	0.0524	0.0557	0.0524	0.0558	0.0527
107	0.0533	0.0534	0.0531	0.0565	0.0531	0.0566	0.0532	0.0531	0.0565	0.0531	0.0566	0.0534
108	0.0540	0.0541	0.0538	0.0573	0.0538	0.0574	0.0539	0.0538	0.0573	0.0538	0.0574	0.0541
109	0.0547	0.0548	0.0545	0.0581	0.0545	0.0582	0.0546	0.0545	0.0581	0.0545	0.0582	0.0548
110	0.0554	0.0555	0.0552	0.0589	0.0552	0.0590	0.0553	0.0552	0.0589	0.0552	0.0590	0.0555
111	0.0561	0.0562	0.0559	0.0597	0.0559	0.0598	0.0560	0.0559	0.0597	0.0559	0.0598	0.0562
112	0.0568	0.0569	0.0566	0.0605	0.0566	0.0606	0.0567	0.0566	0.0605	0.0566	0.0606	0.0569
113	0.0575	0.0576	0.0573	0.0613	0.0573	0.0614	0.0574	0.0573	0.0613	0.0573	0.0614	0.0576
114	0.0582	0.0583	0.0580	0.0621	0.0580	0.0622	0.0581	0.0580	0.0621	0.0580	0.0622	0.0583
115	0.0589	0.0590	0.0587	0.0629	0.0587	0.0630	0.0588	0.0587	0.0629	0.0587	0.0630	0.0590
116	0.0596	0.0597	0.0594	0.0637	0.0594	0.0638	0.0595	0.0594	0.0637	0.0594	0.0638	0.0597
117	0.0603	0.0604	0.0601	0.0645	0.0601	0.0646	0.0602	0.0601	0.0645	0.0601	0.0646	0.0604
118	0.0610	0.0611	0.0608	0.0653	0.0608	0.0654	0.0609	0.0608	0.0653	0.0608	0.0654	0.0611
119	0.0617	0.0618	0.0615	0.0661	0.0615	0.0662	0.0616	0.0615	0.0661	0.0615	0.0662	0.0618
120	0.0624	0.0625	0.0622	0.0669	0.0622	0.0670	0.0623	0.0622	0.0669	0.0622	0.0670	0.0625
121	0.0631	0.0632	0.0629	0.0677	0.0629	0.0678	0.0630	0.0629	0.0677	0.0629	0.0678	0.0632
122	0.0638	0.0639	0.0636	0.0685	0.0636	0.0686	0.0637	0.0636	0.0685	0.0636	0.0686	0.0639
123	0.0645	0.0646	0.0643	0.0693	0.0643	0.0694	0.0644	0.0643	0.0693	0.0643	0.0694	0.0646
124	0.0652	0.0653	0.0650	0.0701	0.0650	0.0702	0.0651	0.0650	0.0701	0.0650	0.0702	0.0653
125	0.0659	0.0660	0.0657	0.0709	0.0657	0.0710	0.0658	0.0657	0.0709	0.0657	0.0710	0.0660
126	0.0666	0.0667	0.0664	0.0717	0.0664	0.0718	0.0665	0.0664	0.0717	0.0664	0.0718	0.0667
127	0.0673	0.0674	0.0671	0.0725	0.0671	0.0726	0.0672	0.0671	0.0725	0.0671	0.0726	0.0674
128	0.0680	0.0681	0.0678	0.0733	0.0678	0.0734	0.0679	0.0678	0.0733	0.0678	0.0734	0.0681
129	0.0687	0.0688	0.0685	0.0741	0.0685	0.0742	0.0686	0.0685	0.0741	0.0685	0.0742	0.0688
130	0.0694	0.0695	0.0692	0.0749	0.0692	0.0750	0.0693	0.0692	0.0749	0.0692	0.0750	0.0695
131	0.0701	0.0702	0.0700	0.0757	0.0699	0.0758	0.0700	0.0699	0.0757	0.0699	0.0758	0.0702
132	0.0708	0.0709	0.0706	0.0765	0.0706	0.0766	0.0707	0.0706	0.0765	0.0706	0.0766	0.0709
133	0.0715	0.0716	0.0713	0.0773	0.0713	0.0774	0.0714	0.0713	0.0773	0.0713	0.0774	0.0716
134	0.0722	0.0723	0.0720	0.0781	0.0720	0.0782	0.0721	0.0720	0.0781	0.0720	0.0782	0.0723
135	0.0729	0.0730	0.0727	0.0789	0.0727	0.0790	0.0728	0.0727	0.0789	0.0727	0.0790	0.0730
136	0.0736	0.0737	0.0734	0.0797	0.0734	0.0798	0.0735	0.0734	0.0797	0.0734	0.0798	0.0737
137	0.0743	0.0744	0.0741	0.0805	0.0741	0.0806	0.0742	0.0741	0.0805	0.0741	0.0806	0.0744
138	0.0750	0.0751	0.0748	0.0813	0.0748	0.0814	0.0749	0.0748	0.0813	0.0748	0.0814	0.0751
139	0.0757	0.0758	0.0755	0.0821	0.0755	0.0822	0.0756	0.0755	0.0821	0.0755	0.0822	0.0758
140	0.0764	0.0765	0.0762	0.0829	0.0762	0.0830	0.0763	0.0762	0.0829	0.0762	0.0830	0.0765
141	0.0771	0.0772	0.0769	0.0837	0.0769	0.0838	0.0770	0.0769	0.0837	0.0769	0.0838	0.0772
142	0.0778	0.0779	0.0776	0.0845	0.0776	0.0846	0.0777	0.0776	0.0845	0.0776	0.0846	0.0779
143	0.0785	0.0786	0.0783	0.0853	0.0783	0.0854	0.0784	0.0783	0.0853	0.0783	0.0854	0.0786
144	0.0792	0.0793	0.0790	0.0861	0.0790	0.0862	0.0791	0.0790	0.0861	0.0790	0.0862	0.0793
145	0.0799	0.0800	0.0797	0.0869	0.0797	0.0870	0.0798	0.0797	0.0869	0.0797	0.0870	0.0800
146	0.0806	0.0807	0.0804	0.0877	0.0804	0.0878	0.0805	0.0804	0.0877	0.0804	0.0878	0.0807
147	0.0813	0.0814	0.0811	0.0885	0.0811	0.0886	0.0812	0.0811	0.0885	0.0811	0.0886	0.0814
148	0.0820	0.0821	0.0817	0.0893	0.0817	0.0894	0.0818	0.0817	0.0893	0.0817	0.0894	0.0821
149	0.0827	0.0828	0.0825	0.0901	0.0825	0.0902	0.0826	0.0825	0.0901	0.0825	0.0902	0.0828
150	0.0834	0.0835	0.0832	0.0909	0.0832	0.0910	0.0833	0.0832	0.0909	0.0832	0.0910	0.0835
151	0.0841	0.0842	0.0839	0.0917	0.0839	0.0918	0.0840	0.0839	0.0917	0.0839	0.0918	0.0842
152	0.0848	0.0849	0.0846	0.0925	0.0846	0.0926	0.0847	0.0846	0.0925	0.0846	0.0926	0.0849
153	0.0855	0.0856	0.0853	0.0933	0.0853	0.0934	0.0854	0.0853	0.0933	0.0853	0.0934	0.0856
154	0.0862	0.0863	0.0860	0.0941	0.0860	0.0942	0.0861	0.0860	0.0941	0.0860	0.0942	0.0863
155	0.0869	0.0870	0.0867	0.0949	0.0867	0.0950	0.0868	0.0867	0.0949	0.0867	0.0950	0.0870
156	0.0876	0.0877	0.0874	0.0957	0.0874	0.0958	0.0875	0.0874	0.0957	0.0874	0.0958	0.0877
157	0.0883	0.0884	0.0881	0.0965	0.0881	0.0966	0.0882	0.0881	0.0965	0.0881	0.0966	0.0884
158	0.0890	0.0891	0.0888	0.0973	0.0888	0.0974	0.0889	0.0888	0.0973	0.0888	0.0974	0.0891
159	0.0897	0.0898	0.0895	0.0981	0.0895	0.0982	0.0896	0.0895	0.0981	0.0895	0.0982	0.0898
160	0.0904	0.0905	0.0902	0.0989	0.0902	0.0990	0.0903	0.0902	0.0989	0.0902	0.0990	0.0905

Cuadro 6: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media para el procedimiento de Wald ajustado (caso 1.)*

Procedimiento de Wald ajustado (caso 2)										Procedimiento de Wald ajustado (caso 2)																																	
Tamaño de prueba promedio					Promedio de la potencia media					Tamaño de prueba promedio					Promedio de la potencia media																												
c	h	2	1.46	2.76	0.58	2.9	0.71	2	1.46	2.76	0.58	2.9	0.71	2	1.46	2.76	0.58	2.9	0.71																								
																				30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53
30	0.023	0.026	0.057	0.043	0.062	0.031	0.7833	0.7825	0.7865	0.7901	0.7771	0.7801	71	0.034	0.033	0.054	0.046	0.046	0.053	0.049	0.065	0.052	0.052	0.063	0.069	0.062	0.8363	0.8369	0.8383														
31	0.021	0.028	0.070	0.051	0.064	0.036	0.7869	0.7863	0.7903	0.7926	0.7899	0.7927	75	0.035	0.034	0.054	0.046	0.046	0.053	0.049	0.065	0.052	0.052	0.063	0.069	0.062	0.8369	0.8369	0.8383														
32	0.024	0.032	0.069	0.051	0.059	0.036	0.7908	0.7902	0.7941	0.7955	0.7944	0.7966	76	0.036	0.034	0.054	0.046	0.046	0.053	0.049	0.065	0.052	0.052	0.063	0.069	0.062	0.8369	0.8369	0.8383														
33	0.025	0.037	0.056	0.042	0.057	0.035	0.7941	0.7938	0.7982	0.7988	0.7982	0.7983	77	0.036	0.034	0.054	0.046	0.046	0.053	0.049	0.065	0.052	0.052	0.063	0.069	0.062	0.8369	0.8369	0.8383														
34	0.021	0.027	0.058	0.045	0.059	0.035	0.7988	0.7971	0.7982	0.7923	0.7924	0.7923	78	0.037	0.034	0.054	0.046	0.046	0.053	0.049	0.065	0.052	0.052	0.063	0.069	0.062	0.8369	0.8369	0.8383														
35	0.024	0.027	0.056	0.048	0.060	0.038	0.8001	0.8011	0.7955	0.8019	0.7959	0.8019	80	0.038	0.035	0.057	0.049	0.049	0.056	0.052	0.059	0.045	0.045	0.057	0.063	0.068	0.8370	0.8370	0.8378														
36	0.029	0.029	0.059	0.040	0.061	0.037	0.8036	0.8040	0.7986	0.8078	0.7986	0.8078	80	0.037	0.034	0.057	0.049	0.049	0.056	0.052	0.059	0.045	0.045	0.057	0.063	0.068	0.8370	0.8370	0.8378														
37	0.029	0.029	0.059	0.041	0.061	0.037	0.8065	0.8059	0.8020	0.8109	0.8016	0.8109	81	0.037	0.034	0.057	0.049	0.049	0.056	0.052	0.059	0.045	0.045	0.057	0.063	0.068	0.8370	0.8370	0.8378														
38	0.030	0.031	0.055	0.043	0.061	0.048	0.8092	0.8093	0.8038	0.8137	0.8049	0.8136	82	0.039	0.035	0.058	0.050	0.050	0.057	0.053	0.060	0.048	0.048	0.060	0.066	0.071	0.8371	0.8371	0.8379														
39	0.032	0.033	0.057	0.046	0.062	0.049	0.8121	0.8119	0.8070	0.8157	0.8072	0.8157	83	0.037	0.037	0.062	0.052	0.052	0.059	0.055	0.062	0.051	0.051	0.062	0.068	0.073	0.8371	0.8371	0.8379														
40	0.033	0.035	0.056	0.046	0.061	0.041	0.8146	0.8144	0.8104	0.8179	0.8101	0.8181	84	0.037	0.037	0.062	0.052	0.052	0.059	0.055	0.062	0.051	0.051	0.062	0.068	0.073	0.8371	0.8371	0.8379														
41	0.033	0.035	0.056	0.046	0.061	0.041	0.8171	0.8170	0.8130	0.8205	0.8126	0.8204	85	0.037	0.037	0.062	0.052	0.052	0.059	0.055	0.062	0.051	0.051	0.062	0.068	0.073	0.8371	0.8371	0.8379														
42	0.032	0.032	0.057	0.047	0.060	0.040	0.8190	0.8196	0.8157	0.8227	0.8157	0.8226	86	0.037	0.037	0.062	0.052	0.052	0.059	0.055	0.062	0.051	0.051	0.062	0.068	0.073	0.8371	0.8371	0.8379														
43	0.034	0.038	0.052	0.046	0.059	0.043	0.8214	0.8223	0.8178	0.8249	0.8182	0.8249	87	0.037	0.037	0.062	0.052	0.052	0.059	0.055	0.062	0.051	0.051	0.062	0.068	0.073	0.8371	0.8371	0.8379														
44	0.041	0.028	0.055	0.047	0.060	0.045	0.8231	0.8243	0.8201	0.8270	0.8201	0.8271	88	0.037	0.037	0.062	0.052	0.052	0.059	0.055	0.062	0.051	0.051	0.062	0.068	0.073	0.8371	0.8371	0.8379														
45	0.038	0.026	0.054	0.040	0.059	0.042	0.8260	0.8259	0.8225	0.8293	0.8226	0.8295	89	0.037	0.037	0.062	0.052	0.052	0.059	0.055	0.062	0.051	0.051	0.062	0.068	0.073	0.8371	0.8371	0.8379														
46	0.036	0.026	0.058	0.048	0.059	0.043	0.8278	0.8278	0.8244	0.8314	0.8247	0.8312	90	0.039	0.030	0.062	0.052	0.052	0.059	0.055	0.062	0.051	0.051	0.062	0.068	0.073	0.8371	0.8371	0.8379														
47	0.041	0.033	0.052	0.049	0.054	0.042	0.8300	0.8303	0.8265	0.8330	0.8265	0.8331	91	0.038	0.033	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
48	0.043	0.033	0.052	0.048	0.059	0.042	0.8319	0.8319	0.8287	0.8347	0.8289	0.8348	92	0.038	0.033	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
49	0.039	0.036	0.055	0.047	0.058	0.043	0.8334	0.8339	0.8307	0.8366	0.8308	0.8367	93	0.038	0.033	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
50	0.046	0.030	0.055	0.048	0.058	0.041	0.8356	0.8360	0.8328	0.8383	0.8327	0.8383	94	0.038	0.034	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
51	0.045	0.031	0.054	0.046	0.057	0.042	0.8374	0.8376	0.8344	0.8403	0.8343	0.8400	95	0.038	0.034	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
52	0.049	0.031	0.058	0.048	0.057	0.042	0.8392	0.8391	0.8359	0.8418	0.8359	0.8417	96	0.038	0.034	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
53	0.048	0.030	0.052	0.048	0.057	0.043	0.8407	0.8405	0.8373	0.8437	0.8377	0.8433	97	0.038	0.036	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
54	0.044	0.037	0.052	0.048	0.057	0.043	0.8426	0.8426	0.8398	0.8448	0.8397	0.8448	98	0.038	0.036	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
55	0.048	0.021	0.056	0.048	0.059	0.043	0.8437	0.8444	0.8411	0.8461	0.8411	0.8461	99	0.038	0.037	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
56	0.052	0.039	0.056	0.048	0.057	0.043	0.8453	0.8455	0.8428	0.8477	0.8428	0.8475	100	0.038	0.037	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
57	0.049	0.032	0.052	0.042	0.063	0.043	0.8466	0.8471	0.8445	0.8494	0.8442	0.8491	101	0.038	0.037	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
58	0.049	0.032	0.052	0.042	0.063	0.043	0.8482	0.8485	0.8458	0.8507	0.8458	0.8504	102	0.038	0.037	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
59	0.052	0.034	0.051	0.047	0.068	0.043	0.8495	0.8498	0.8469	0.8519	0.8471	0.8518	103	0.038	0.037	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
60	0.051	0.034	0.051	0.045	0.064	0.040	0.8509	0.8511	0.8487	0.8533	0.8486	0.8531	104	0.038	0.037	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
61	0.055	0.029	0.049	0.049	0.061	0.044	0.8522	0.8523	0.8501	0.8544	0.8499	0.8544	105	0.038	0.037	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
62	0.055	0.029	0.049	0.049	0.061	0.044	0.8534	0.8538	0.8514	0.8554	0.8515	0.8554	106	0.038	0.037	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
63	0.055	0.031	0.051	0.040	0.064	0.040	0.8546	0.8551	0.8528	0.8569	0.8529	0.8566	107	0.038	0.037	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
64	0.057	0.031	0.052	0.044	0.064	0.044	0.8559	0.8562	0.8540	0.8581	0.8539	0.8581	108	0.038	0.037	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
65	0.060	0.032	0.060	0.043	0.064	0.044	0.8572	0.8573	0.8554	0.8594	0.8552	0.8591	109	0.038	0.037	0.064	0.054	0.054	0.061	0.057	0.063	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
66	0.060	0.034	0.060	0.045	0.064	0.049	0.8582	0.8586	0.8562	0.8604	0.8562	0.8600	110	0.039	0.036	0.063	0.053	0.053	0.060	0.056	0.062	0.054	0.054	0.061	0.067	0.072	0.8371	0.8371	0.8379														
67	0.061	0.034	0.060	0.045	0.062	0.049	0.8594	0.8596	0.8575	0.8614	0.8574	0																															

		Procedimiento de Wald ajustado (caso 2)					Procedimiento de Wald ajustado (caso 2)									
		Promedio de la potencia media					Promedio de la potencia media									
		Tamaño de prueba promedio					Tamaño de prueba promedio									
ϵ	n	1.46	2.76	0.58	2.9	0.71	1.46	2.76	0.58	2.9	0.71	1.46	2.76	0.58	2.9	0.71
118	0.0395	0.0831	0.0494	0.0501	0.0531	0.0499	0.8378	0.8900	0.8551	0.8566	0.8550	0.8560	0.8560	0.8560	0.8560	0.8560
119	0.0399	0.0386	0.0498	0.0500	0.0527	0.0473	0.8065	0.8866	0.8566	0.8571	0.8555	0.8573	0.8573	0.8573	0.8573	0.8573
120	0.0395	0.0384	0.0494	0.0500	0.0526	0.0467	0.8068	0.8570	0.8560	0.8576	0.8561	0.8575	0.8575	0.8575	0.8575	0.8575
121	0.0396	0.0383	0.0498	0.0502	0.0527	0.0470	0.8372	0.8574	0.8564	0.8582	0.8564	0.8581	0.8581	0.8581	0.8581	0.8581
122	0.0396	0.0384	0.0500	0.0507	0.0522	0.0469	0.8578	0.8569	0.8589	0.8568	0.8568	0.8585	0.8585	0.8585	0.8585	0.8585
123	0.0395	0.0384	0.0498	0.0505	0.0526	0.0472	0.8380	0.8582	0.8574	0.8590	0.8574	0.8589	0.8589	0.8589	0.8589	0.8589
124	0.0399	0.0382	0.0499	0.0505	0.0520	0.0472	0.8385	0.8585	0.8580	0.8593	0.8577	0.8586	0.8586	0.8586	0.8586	0.8586
125	0.0397	0.0389	0.0491	0.0506	0.0520	0.0472	0.8380	0.8583	0.8582	0.8598	0.8580	0.8598	0.8598	0.8598	0.8598	0.8598
126	0.0401	0.0386	0.0491	0.0505	0.0524	0.0468	0.8395	0.8585	0.8585	0.8605	0.8586	0.8600	0.8600	0.8600	0.8600	0.8600
127	0.0399	0.0388	0.0493	0.0504	0.0524	0.0469	0.8398	0.8590	0.8590	0.8606	0.8591	0.8605	0.8605	0.8605	0.8605	0.8605
128	0.0399	0.0387	0.0497	0.0498	0.0520	0.0470	0.8062	0.8593	0.8595	0.8610	0.8591	0.8605	0.8605	0.8605	0.8605	0.8605
129	0.0400	0.0382	0.0495	0.0511	0.0521	0.0471	0.8066	0.8599	0.8598	0.8611	0.8598	0.8614	0.8614	0.8614	0.8614	0.8614
130	0.0399	0.0389	0.0498	0.0507	0.0521	0.0476	0.8069	0.8601	0.8605	0.8619	0.8603	0.8618	0.8618	0.8618	0.8618	0.8618
131	0.0399	0.0389	0.0500	0.0509	0.0520	0.0472	0.8113	0.8605	0.8608	0.8622	0.8606	0.8621	0.8621	0.8621	0.8621	0.8621
132	0.0403	0.0389	0.0501	0.0505	0.0523	0.0474	0.8109	0.8609	0.8603	0.8626	0.8611	0.8626	0.8626	0.8626	0.8626	0.8626
133	0.0404	0.0391	0.0493	0.0504	0.0523	0.0474	0.8023	0.8623	0.8604	0.8629	0.8615	0.8629	0.8629	0.8629	0.8629	0.8629
134	0.0405	0.0389	0.0488	0.0506	0.0521	0.0475	0.8027	0.8626	0.8617	0.8633	0.8618	0.8634	0.8634	0.8634	0.8634	0.8634
135	0.0404	0.0394	0.0494	0.0504	0.0522	0.0473	0.8030	0.8622	0.8623	0.8637	0.8622	0.8637	0.8637	0.8637	0.8637	0.8637
136	0.0399	0.0382	0.0494	0.0507	0.0520	0.0477	0.8031	0.8625	0.8626	0.8643	0.8626	0.8641	0.8641	0.8641	0.8641	0.8641
137	0.0403	0.0391	0.0499	0.0505	0.0524	0.0475	0.8036	0.8628	0.8632	0.8644	0.8631	0.8645	0.8645	0.8645	0.8645	0.8645
138	0.0403	0.0390	0.0493	0.0509	0.0522	0.0476	0.8040	0.8631	0.8633	0.8648	0.8634	0.8647	0.8647	0.8647	0.8647	0.8647
139	0.0405	0.0394	0.0488	0.0508	0.0521	0.0474	0.8044	0.8636	0.8636	0.8651	0.8637	0.8651	0.8651	0.8651	0.8651	0.8651
140	0.0403	0.0394	0.0492	0.0506	0.0524	0.0476	0.8046	0.8639	0.8641	0.8655	0.8642	0.8655	0.8655	0.8655	0.8655	0.8655
141	0.0401	0.0390	0.0494	0.0506	0.0522	0.0475	0.8049	0.8641	0.8645	0.8659	0.8645	0.8657	0.8657	0.8657	0.8657	0.8657
142	0.0403	0.0385	0.0494	0.0508	0.0520	0.0474	0.8054	0.8646	0.8649	0.8663	0.8648	0.8661	0.8661	0.8661	0.8661	0.8661
143	0.0403	0.0385	0.0491	0.0506	0.0522	0.0473	0.8057	0.8649	0.8652	0.8665	0.8652	0.8664	0.8664	0.8664	0.8664	0.8664
144	0.0406	0.0392	0.0488	0.0507	0.0523	0.0471	0.8061	0.8651	0.8654	0.8669	0.8655	0.8667	0.8667	0.8667	0.8667	0.8667
145	0.0406	0.0397	0.0491	0.0504	0.0524	0.0475	0.8065	0.8656	0.8659	0.8672	0.8659	0.8672	0.8672	0.8672	0.8672	0.8672
146	0.0400	0.0400	0.0494	0.0505	0.0521	0.0477	0.8065	0.8657	0.8662	0.8676	0.8661	0.8674	0.8674	0.8674	0.8674	0.8674
147	0.0406	0.0388	0.0495	0.0512	0.0524	0.0479	0.8071	0.8673	0.8666	0.8680	0.8665	0.8678	0.8678	0.8678	0.8678	0.8678
148	0.0400	0.0389	0.0492	0.0508	0.0529	0.0475	0.8075	0.8677	0.8669	0.8683	0.8670	0.8680	0.8680	0.8680	0.8680	0.8680
149	0.0405	0.0389	0.0495	0.0508	0.0520	0.0476	0.8076	0.8680	0.8673	0.8684	0.8672	0.8680	0.8680	0.8680	0.8680	0.8680
150	0.0406	0.0401	0.0495	0.0509	0.0518	0.0478	0.8080	0.8683	0.8676	0.8687	0.8676	0.8681	0.8681	0.8681	0.8681	0.8681
151	0.0408	0.0400	0.0491	0.0506	0.0524	0.0478	0.8084	0.8686	0.8678	0.8691	0.8679	0.8691	0.8691	0.8691	0.8691	0.8691
152	0.0410	0.0399	0.0494	0.0505	0.0521	0.0477	0.8088	0.8689	0.8682	0.8694	0.8681	0.8694	0.8694	0.8694	0.8694	0.8694
153	0.0410	0.0400	0.0494	0.0510	0.0514	0.0477	0.8091	0.8692	0.8685	0.8698	0.8685	0.8697	0.8697	0.8697	0.8697	0.8697
154	0.0410	0.0401	0.0496	0.0509	0.0518	0.0475	0.8094	0.8695	0.8688	0.8691	0.8688	0.8690	0.8690	0.8690	0.8690	0.8690
155	0.0410	0.0403	0.0500	0.0507	0.0514	0.0477	0.8096	0.8698	0.8693	0.8695	0.8693	0.8693	0.8693	0.8693	0.8693	0.8693
156	0.0412	0.0403	0.0494	0.0502	0.0513	0.0478	0.8100	0.8702	0.8694	0.8695	0.8693	0.8693	0.8693	0.8693	0.8693	0.8693
157	0.0413	0.0401	0.0493	0.0504	0.0515	0.0480	0.8103	0.8704	0.8697	0.8697	0.8696	0.8696	0.8696	0.8696	0.8696	0.8696
158	0.0409	0.0401	0.0490	0.0503	0.0514	0.0480	0.8105	0.8707	0.8700	0.8691	0.8690	0.8690	0.8690	0.8690	0.8690	0.8690
159	0.0408	0.0402	0.0491	0.0506	0.0521	0.0479	0.8107	0.8710	0.8703	0.8693	0.8694	0.8694	0.8694	0.8694	0.8694	0.8694

Cuadro 8: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media para el procedimiento de Wald ajustado (caso 2.)*

arcoseno ajustado

		Procedimiento arcoseno ajustado (caso 1)					Procedimiento arcoseno ajustado (caso 1)						
		Tamaño de prueba promedio					Tamaño de prueba promedio						
		Promedio de la potencia media					Promedio de la potencia media						
c	r	0.5	0.53	1.19	0.44	1.33	0.4	0.5	0.53	1.19	0.44	1.33	0.4
31	0.0368	0.0503	0.0151	0.0513	0.0444	0.0549	0.0779	0.0673	0.0096	0.0784	0.0682	0.0687	0.0787
31	0.0392	0.0503	0.0153	0.0500	0.0448	0.0511	0.0821	0.0674	0.0098	0.0828	0.0737	0.0830	0.0821
32	0.0330	0.0499	0.0156	0.0505	0.0450	0.0511	0.0866	0.0864	0.0801	0.0871	0.0738	0.0878	0.0878
33	0.0392	0.0498	0.0155	0.0504	0.0449	0.0509	0.0914	0.0698	0.0846	0.0915	0.0854	0.0921	0.0911
34	0.0501	0.0498	0.0160	0.0507	0.0454	0.0508	0.0954	0.0851	0.0888	0.0961	0.0885	0.0951	0.0947
35	0.0501	0.0496	0.0161	0.0506	0.0456	0.0510	0.0995	0.0889	0.0919	0.0989	0.0929	0.1004	0.0991
35	0.0501	0.0499	0.0158	0.0506	0.0455	0.0511	0.1034	0.1032	0.0977	0.1040	0.0969	0.1074	0.1074
37	0.0501	0.0500	0.0160	0.0509	0.0453	0.0512	0.1075	0.1072	0.1019	0.1080	0.1006	0.1104	0.1104
38	0.0503	0.0504	0.0160	0.0510	0.0456	0.0511	0.1111	0.1112	0.1026	0.1118	0.1047	0.1131	0.1131
39	0.0503	0.0500	0.0162	0.0504	0.0457	0.0508	0.1147	0.1144	0.1036	0.1147	0.1064	0.1159	0.1159
40	0.0501	0.0500	0.0164	0.0505	0.0459	0.0508	0.1179	0.1177	0.1031	0.1182	0.1071	0.1205	0.1205
41	0.0500	0.0499	0.0165	0.0505	0.0460	0.0506	0.1211	0.1209	0.1037	0.1215	0.1095	0.1236	0.1236
42	0.0500	0.0498	0.0167	0.0506	0.0464	0.0506	0.1241	0.1240	0.1038	0.1248	0.1103	0.1258	0.1258
43	0.0501	0.0500	0.0167	0.0504	0.0462	0.0508	0.1273	0.1273	0.1032	0.1276	0.1133	0.1280	0.1280
44	0.0503	0.0501	0.0165	0.0507	0.0462	0.0511	0.1305	0.1303	0.1030	0.1309	0.1152	0.1312	0.1312
45	0.0505	0.0504	0.0166	0.0507	0.0461	0.0511	0.1336	0.1335	0.1028	0.1337	0.1171	0.1331	0.1331
46	0.0501	0.0502	0.0165	0.0506	0.0467	0.0507	0.1369	0.1361	0.1029	0.1364	0.1186	0.1366	0.1366
47	0.0499	0.0499	0.0169	0.0503	0.0465	0.0507	0.1384	0.1385	0.1028	0.1388	0.1201	0.1383	0.1383
48	0.0501	0.0497	0.0170	0.0505	0.0466	0.0506	0.1413	0.1409	0.1026	0.1415	0.1209	0.1418	0.1418
49	0.0498	0.0499	0.0172	0.0505	0.0466	0.0506	0.1435	0.1436	0.1024	0.1442	0.1235	0.1446	0.1446
50	0.0501	0.0499	0.0170	0.0505	0.0467	0.0507	0.1463	0.1460	0.1027	0.1466	0.1222	0.1469	0.1469
51	0.0502	0.0499	0.0170	0.0505	0.0467	0.0507	0.1487	0.1484	0.1028	0.1490	0.1246	0.1491	0.1491
52	0.0503	0.0501	0.0172	0.0506	0.0467	0.0509	0.1512	0.1510	0.1027	0.1515	0.1249	0.1517	0.1517
53	0.0503	0.0501	0.0172	0.0506	0.0466	0.0509	0.1534	0.1533	0.1026	0.1537	0.1249	0.1538	0.1538
54	0.0501	0.0499	0.0173	0.0504	0.0469	0.0505	0.1554	0.1552	0.1023	0.1556	0.1251	0.1558	0.1558
55	0.0499	0.0500	0.0174	0.0504	0.0467	0.0505	0.1574	0.1575	0.1026	0.1577	0.1251	0.1579	0.1579
56	0.0492	0.0499	0.0174	0.0504	0.0467	0.0506	0.1598	0.1595	0.1028	0.1600	0.1262	0.1582	0.1582
57	0.0492	0.0501	0.0174	0.0504	0.0470	0.0507	0.1618	0.1617	0.1028	0.1620	0.1282	0.1622	0.1622
58	0.0503	0.0500	0.0175	0.0504	0.0473	0.0508	0.1639	0.1639	0.1026	0.1639	0.1295	0.1632	0.1632
59	0.0500	0.0500	0.0176	0.0504	0.0472	0.0508	0.1655	0.1656	0.1026	0.1659	0.1290	0.1624	0.1624
60	0.0501	0.0501	0.0177	0.0505	0.0472	0.0504	0.1676	0.1675	0.1029	0.1678	0.1263	0.1678	0.1678
61	0.0501	0.0500	0.0177	0.0505	0.0473	0.0507	0.1694	0.1694	0.1030	0.1695	0.1263	0.1698	0.1698
62	0.0492	0.0499	0.0179	0.0504	0.0475	0.0505	0.1713	0.1710	0.1029	0.1715	0.1263	0.1703	0.1703
63	0.0500	0.0499	0.0177	0.0503	0.0473	0.0504	0.1729	0.1728	0.1026	0.1731	0.1269	0.1731	0.1731
64	0.0501	0.0500	0.0178	0.0504	0.0475	0.0506	0.1746	0.1746	0.1023	0.1749	0.1278	0.1739	0.1739
65	0.0503	0.0501	0.0177	0.0506	0.0473	0.0505	0.1765	0.1763	0.1023	0.1767	0.1274	0.1766	0.1766
66	0.0502	0.0501	0.0177	0.0504	0.0465	0.0504	0.1781	0.1780	0.1026	0.1782	0.1254	0.1781	0.1781
67	0.0499	0.0501	0.0178	0.0503	0.0474	0.0504	0.1794	0.1796	0.1023	0.1797	0.1267	0.1798	0.1798
68	0.0501	0.0499	0.0180	0.0504	0.0476	0.0504	0.1812	0.1810	0.1024	0.1815	0.1285	0.1819	0.1819
69	0.0500	0.0501	0.0178	0.0505	0.0477	0.0504	0.1826	0.1827	0.1026	0.1828	0.1280	0.1829	0.1829
70	0.0492	0.0499	0.0180	0.0503	0.0479	0.0504	0.1843	0.1844	0.1025	0.1844	0.1284	0.1844	0.1844
71	0.0501	0.0499	0.0178	0.0503	0.0479	0.0504	0.1857	0.1855	0.1025	0.1859	0.1284	0.1851	0.1851
72	0.0503	0.0502	0.0181	0.0505	0.0477	0.0506	0.1873	0.1872	0.1026	0.1874	0.1287	0.1875	0.1875
73	0.0501	0.0499	0.0181	0.0505	0.0477	0.0505	0.1886	0.1884	0.1026	0.1889	0.1281	0.1889	0.1889

Cuadro 9: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media para el procedimiento arcoseno ajustado (caso 1.)*

		Procedimiento arco seno ajustado (caso 2)					Procedimiento arco seno ajustado (caso 2)													
		Tamaño de prueba promedio					Tamaño de prueba promedio													
c	R	0.5	0.53	1.19	0.44	1.33	0.4	0.5	0.53	1.19	0.44	1.33	0.4	0.5	0.53	1.19	0.44	1.33	0.4	
		30	0.0583	0.0576	0.0518	0.0481	0.0568	0.0494	0.0492	0.0487	0.0465	0.0450	0.0403	0.0403	0.0403	0.0403	0.0403	0.0403	0.0403	0.0403
31	0.0692	0.0383	0.0610	0.0496	0.0566	0.0504	0.0496	0.0489	0.0463	0.0449	0.0389	0.0389	0.0389	0.0389	0.0389	0.0389	0.0389	0.0389	0.0389	0.0389
32	0.0417	0.0482	0.0506	0.0499	0.0523	0.0506	0.0518	0.0521	0.0517	0.0519	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500
33	0.0449	0.0480	0.0511	0.0459	0.0526	0.0507	0.0515	0.0514	0.0512	0.0515	0.0492	0.0492	0.0492	0.0492	0.0492	0.0492	0.0492	0.0492	0.0492	0.0492
34	0.0430	0.0482	0.0508	0.0460	0.0561	0.0507	0.0517	0.0519	0.0526	0.0512	0.0491	0.0491	0.0491	0.0491	0.0491	0.0491	0.0491	0.0491	0.0491	0.0491
35	0.0450	0.0494	0.0513	0.0462	0.0559	0.0515	0.0525	0.0528	0.0531	0.0528	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508
36	0.0465	0.0495	0.0504	0.0462	0.0565	0.0512	0.05217	0.05219	0.0528	0.0519	0.0497	0.0497	0.0497	0.0497	0.0497	0.0497	0.0497	0.0497	0.0497	0.0497
37	0.0494	0.0494	0.0508	0.0457	0.0563	0.0511	0.05237	0.05239	0.0526	0.0526	0.0504	0.0504	0.0504	0.0504	0.0504	0.0504	0.0504	0.0504	0.0504	0.0504
38	0.0494	0.0494	0.0508	0.0462	0.0564	0.0516	0.05278	0.05279	0.0531	0.0531	0.0522	0.0524	0.0524	0.0524	0.0524	0.0524	0.0524	0.0524	0.0524	0.0524
39	0.0412	0.0495	0.0512	0.0465	0.0558	0.0523	0.05385	0.05381	0.0526	0.0526	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506
40	0.0419	0.0412	0.0513	0.0469	0.0528	0.0478	0.0509	0.0506	0.05276	0.0506	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508
41	0.0418	0.0415	0.0508	0.0470	0.0529	0.0478	0.0527	0.0526	0.05294	0.0526	0.0509	0.0509	0.0509	0.0509	0.0509	0.0509	0.0509	0.0509	0.0509	0.0509
42	0.0423	0.0415	0.0504	0.0476	0.0553	0.0478	0.0519	0.0515	0.05315	0.0519	0.0504	0.0504	0.0504	0.0504	0.0504	0.0504	0.0504	0.0504	0.0504	0.0504
43	0.0418	0.0418	0.0500	0.0475	0.0544	0.0481	0.0503	0.0506	0.0538	0.0507	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506
44	0.0419	0.0415	0.0505	0.0470	0.0555	0.0531	0.05181	0.0518	0.0536	0.0539	0.0532	0.0532	0.0532	0.0532	0.0532	0.0532	0.0532	0.0532	0.0532	0.0532
45	0.0418	0.0417	0.0507	0.0477	0.0549	0.0530	0.0504	0.0506	0.0574	0.0540	0.0508	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507
46	0.0424	0.0423	0.0507	0.0480	0.0557	0.0533	0.0515	0.0517	0.0531	0.0519	0.0508	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507
47	0.0425	0.0424	0.0506	0.0477	0.0552	0.0535	0.0533	0.0544	0.0546	0.0533	0.0522	0.0521	0.0521	0.0521	0.0521	0.0521	0.0521	0.0521	0.0521	0.0521
48	0.0425	0.0424	0.0506	0.0483	0.0553	0.0536	0.0517	0.0518	0.0522	0.0515	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510
49	0.0431	0.0423	0.0511	0.0437	0.0554	0.0536	0.0505	0.0507	0.0540	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516
50	0.0433	0.0425	0.0495	0.0438	0.0547	0.0537	0.05181	0.0518	0.0535	0.0519	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510
51	0.0428	0.0428	0.0501	0.0483	0.0541	0.0534	0.05191	0.0519	0.0540	0.0519	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516
52	0.0429	0.0427	0.0501	0.0486	0.0545	0.0534	0.05194	0.0519	0.0546	0.0527	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506
53	0.0434	0.0428	0.0504	0.0485	0.0550	0.0544	0.0521	0.0519	0.0531	0.0519	0.0508	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507
54	0.0435	0.0432	0.0503	0.0489	0.0544	0.0542	0.0534	0.0535	0.0533	0.0534	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507	0.0507
55	0.0434	0.0433	0.0501	0.0495	0.0541	0.0543	0.0517	0.0519	0.0527	0.0531	0.0522	0.0522	0.0522	0.0522	0.0522	0.0522	0.0522	0.0522	0.0522	0.0522
56	0.0437	0.0432	0.0503	0.0490	0.0546	0.0539	0.0561	0.0559	0.0542	0.0538	0.0537	0.0537	0.0537	0.0537	0.0537	0.0537	0.0537	0.0537	0.0537	0.0537
57	0.0439	0.0430	0.0507	0.0491	0.0549	0.0540	0.0574	0.0570	0.0555	0.0570	0.0551	0.0551	0.0551	0.0551	0.0551	0.0551	0.0551	0.0551	0.0551	0.0551
58	0.0435	0.0437	0.0500	0.0492	0.0548	0.0543	0.05383	0.05385	0.0537	0.05381	0.0533	0.0533	0.0533	0.0533	0.0533	0.0533	0.0533	0.0533	0.0533	0.0533
59	0.0436	0.0436	0.0505	0.0495	0.0549	0.0543	0.05394	0.0539	0.0539	0.0539	0.0533	0.0533	0.0533	0.0533	0.0533	0.0533	0.0533	0.0533	0.0533	0.0533
60	0.0412	0.0435	0.0506	0.0494	0.0537	0.0498	0.0498	0.0496	0.0531	0.0496	0.0496	0.0496	0.0496	0.0496	0.0496	0.0496	0.0496	0.0496	0.0496	0.0496
61	0.0443	0.0440	0.0502	0.0492	0.0531	0.0503	0.05291	0.0529	0.0529	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516
62	0.0487	0.0442	0.0508	0.0499	0.0540	0.0501	0.0528	0.0528	0.0512	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500
63	0.0491	0.0446	0.0502	0.0488	0.0539	0.0505	0.0540	0.0541	0.0524	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510	0.0510
64	0.0488	0.0442	0.0499	0.0495	0.0538	0.0499	0.0518	0.0519	0.0515	0.0519	0.0514	0.0514	0.0514	0.0514	0.0514	0.0514	0.0514	0.0514	0.0514	0.0514
65	0.0488	0.0442	0.0497	0.0495	0.0537	0.0502	0.05358	0.05358	0.0515	0.0518	0.0514	0.0514	0.0514	0.0514	0.0514	0.0514	0.0514	0.0514	0.0514	0.0514
66	0.0492	0.0444	0.0501	0.0500	0.0534	0.0507	0.0509	0.0509	0.0506	0.0506	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500
67	0.0491	0.0447	0.0501	0.0500	0.0538	0.0507	0.0509	0.0509	0.0506	0.0506	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500
68	0.0492	0.0446	0.0495	0.0503	0.0534	0.0506	0.0508	0.0509	0.05072	0.0501	0.0501	0.0501	0.0501	0.0501	0.0501	0.0501	0.0501	0.0501	0.0501	0.0501
69	0.0492	0.0440	0.0503	0.0499	0.0543	0.0506	0.0508	0.0506	0.0506	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508	0.0508
70	0.0493	0.0449	0.0505	0.0498	0.0548	0.0509	0.0517	0.0519	0.0505	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506	0.0506
71	0.0495	0.0446	0.0507	0.0504	0.0553	0.0505	0.0510	0.0511	0.0515	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516	0.0516
72	0.0496	0.0445	0.0499	0.0499	0.0525	0.0504	0.0524	0.0524	0.0512	0.0524	0.0509	0.0509	0.0509	0.0509	0.0509	0.0509	0.0509	0.0509	0.0509	0.0509
73	0.0490	0.0446	0.0502	0.0499	0.0541	0.0507	0.0535	0.0531	0.0521	0.0522	0.0519	0.0519	0.0519	0.0519	0.0519	0.0519	0.0519	0.0519	0.0519	0.0519

Cuadro 11: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media para el procedimiento arco seno ajustado (caso 2.)*

Cuadro 12: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media para el procedimiento arcoseno ajustado (caso 2.)*

Procedimiento arcoseno ajustado (caso 2)						Procedimiento arcoseno ajustado (caso 2)						
Tamaño de prueba promedio						Tamaño de prueba promedio						
Promedio de la potencia media						Promedio de la potencia media						
c	0.5	0.53	1.19	0.44	1.33	0.4	0.5	0.53	1.19	0.44	1.33	0.4
n												
118	0.0470	0.0467	0.0504	0.0470	0.0524	0.0538	0.0490	0.8709	0.8703	0.8708	0.8708	0.8706
119	0.0471	0.0467	0.0506	0.0470	0.0525	0.0539	0.0491	0.8704	0.8702	0.8707	0.8707	0.8703
120	0.0465	0.0467	0.0508	0.0471	0.0518	0.0475	0.0466	0.8707	0.8702	0.8707	0.8708	0.8707
121	0.0467	0.0467	0.0504	0.0470	0.0517	0.0475	0.0411	0.8701	0.8700	0.8701	0.8703	0.8701
122	0.0464	0.0462	0.0504	0.0473	0.0520	0.0477	0.0413	0.8703	0.8700	0.8715	0.8708	0.8705
123	0.0466	0.0466	0.0504	0.0477	0.0521	0.0477	0.0418	0.8703	0.8704	0.8721	0.8712	0.8708
124	0.0469	0.0470	0.0496	0.0468	0.0526	0.0478	0.0423	0.8705	0.8707	0.8721	0.8717	0.8709
125	0.0465	0.0470	0.0499	0.0475	0.0518	0.0480	0.0406	0.8702	0.8701	0.8728	0.8709	0.8723
126	0.0466	0.0471	0.0503	0.0470	0.0520	0.0478	0.0409	0.8703	0.8706	0.8729	0.8724	0.8701
127	0.0467	0.0466	0.0495	0.0478	0.0519	0.0478	0.0434	0.8703	0.8728	0.8735	0.8727	0.8705
128	0.0468	0.0466	0.0497	0.0474	0.0526	0.0475	0.0437	0.8708	0.8723	0.8737	0.8733	0.8707
129	0.0469	0.0463	0.0496	0.0476	0.0523	0.0479	0.0441	0.8709	0.8706	0.8743	0.8734	0.8704
130	0.0472	0.0467	0.0489	0.0473	0.0525	0.0477	0.0446	0.8701	0.8705	0.8748	0.8745	0.8709
131	0.0472	0.0473	0.0494	0.0473	0.0525	0.0479	0.0450	0.8709	0.8709	0.8744	0.8749	0.8709
132	0.0467	0.0468	0.0495	0.0471	0.0521	0.0480	0.0452	0.8702	0.8708	0.8752	0.8746	0.8704
133	0.0469	0.0465	0.0493	0.0470	0.0529	0.0476	0.0465	0.8706	0.8701	0.8755	0.8751	0.8705
134	0.0471	0.0465	0.0494	0.0480	0.0530	0.0478	0.0469	0.8708	0.8704	0.8761	0.8765	0.8700
135	0.0470	0.0470	0.0497	0.0473	0.0522	0.0478	0.0463	0.8703	0.8709	0.8762	0.8766	0.8703
136	0.0472	0.0467	0.0498	0.0475	0.0520	0.0481	0.0467	0.8706	0.8702	0.8766	0.8769	0.8707
137	0.0470	0.0469	0.0495	0.0472	0.0523	0.0481	0.0469	0.8707	0.8705	0.8769	0.8764	0.8707
138	0.0469	0.0468	0.0495	0.0476	0.0524	0.0482	0.0473	0.8707	0.8702	0.8767	0.8763	0.8707
139	0.0466	0.0470	0.0498	0.0477	0.0527	0.0478	0.0465	0.8706	0.8702	0.8767	0.8761	0.8706
140	0.0469	0.0469	0.0499	0.0474	0.0525	0.0481	0.0479	0.8708	0.8705	0.8769	0.8764	0.8709
141	0.0473	0.0471	0.0500	0.0474	0.0525	0.0480	0.0483	0.8703	0.8709	0.8769	0.8762	0.8703
142	0.0473	0.0467	0.0498	0.0479	0.0528	0.0478	0.0488	0.8705	0.8701	0.8768	0.8761	0.8706
143	0.0475	0.0470	0.0493	0.0479	0.0522	0.0482	0.0491	0.8709	0.8704	0.8764	0.8760	0.8709
144	0.0476	0.0473	0.0497	0.0475	0.0522	0.0478	0.0494	0.8703	0.8708	0.8768	0.8761	0.8707
145	0.0476	0.0472	0.0493	0.0475	0.0527	0.0482	0.0497	0.8705	0.8700	0.8765	0.8761	0.8705
146	0.0471	0.0472	0.0492	0.0478	0.0525	0.0480	0.0498	0.8700	0.8709	0.8763	0.8769	0.8703
147	0.0470	0.0471	0.0499	0.0477	0.0523	0.0481	0.0491	0.8701	0.8708	0.8762	0.8766	0.8701
148	0.0473	0.0469	0.0499	0.0475	0.0522	0.0480	0.0494	0.8703	0.8700	0.8764	0.8769	0.8703
149	0.0474	0.0470	0.0496	0.0478	0.0513	0.0483	0.0498	0.8707	0.8702	0.8767	0.8763	0.8708
150	0.0474	0.0469	0.0499	0.0480	0.0510	0.0481	0.0491	0.8710	0.8709	0.8765	0.8761	0.8710
151	0.0477	0.0469	0.0500	0.0477	0.0512	0.0481	0.0494	0.8703	0.8709	0.8765	0.8761	0.8713
152	0.0472	0.0473	0.0500	0.0481	0.0508	0.0485	0.0496	0.8716	0.8712	0.8761	0.8761	0.8711
153	0.0472	0.0473	0.0502	0.0483	0.0511	0.0481	0.0498	0.8718	0.8719	0.8761	0.8761	0.8714
154	0.0471	0.0474	0.0496	0.0477	0.0514	0.0486	0.0492	0.8722	0.8717	0.8761	0.8761	0.8713
155	0.0477	0.0475	0.0495	0.0475	0.0514	0.0486	0.0495	0.8725	0.8719	0.8761	0.8761	0.8716
156	0.0474	0.0473	0.0502	0.0478	0.0513	0.0478	0.0497	0.8727	0.8724	0.8758	0.8761	0.8719
157	0.0475	0.0473	0.0499	0.0478	0.0520	0.0482	0.0493	0.8730	0.8726	0.8761	0.8761	0.8720
158	0.0477	0.0474	0.0503	0.0481	0.0511	0.0479	0.0493	0.8733	0.8730	0.8761	0.8761	0.8723
159	0.0473	0.0473	0.0501	0.0480	0.0512	0.0480	0.0495	0.8735	0.8732	0.8761	0.8761	0.8724

Wilson ajustado

Procedimiento de Wilson ajustado (caso 1)									Procedimiento de Wilson ajustado (caso 1)								
Tamaño de prueba promedio					Promedio de la potencia media				Tamaño de prueba promedio					Promedio de la potencia media			
$n \backslash c$	0	2.96	0.18	0.26	0	2.96	0.18	0.26	$n \backslash c$	0	2.96	0.18	0.26	0	2.96	0.18	0.26
30	0.0489	0.0494	0.0477	0.0472	0.6756	0.6449	0.6737	0.6727	74	0.0497	0.0498	0.0492	0.0490	0.7896	0.7814	0.7891	0.7889
31	0.0493	0.0496	0.0480	0.0475	0.6811	0.6514	0.6790	0.6780	75	0.0495	0.0500	0.0492	0.0490	0.7909	0.7830	0.7905	0.7903
32	0.0493	0.0499	0.0483	0.0476	0.6858	0.6578	0.6842	0.6830	76	0.0496	0.0499	0.0492	0.0490	0.7923	0.7844	0.7918	0.7916
33	0.0491	0.0497	0.0480	0.0477	0.6901	0.6636	0.6884	0.6877	77	0.0497	0.0499	0.0491	0.0489	0.7937	0.7859	0.7931	0.7928
34	0.0492	0.0492	0.0482	0.0478	0.6945	0.6687	0.6929	0.6923	78	0.0497	0.0499	0.0492	0.0488	0.7949	0.7873	0.7944	0.7941
35	0.0491	0.0497	0.0482	0.0478	0.6985	0.6741	0.6970	0.6963	79	0.0497	0.0498	0.0492	0.0489	0.7963	0.7887	0.7957	0.7954
36	0.0490	0.0498	0.0483	0.0479	0.7023	0.6790	0.7012	0.7004	80	0.0496	0.0498	0.0493	0.0491	0.7974	0.7901	0.7971	0.7968
37	0.0490	0.0498	0.0479	0.0476	0.7061	0.6836	0.7044	0.7040	81	0.0496	0.0498	0.0495	0.0490	0.7986	0.7914	0.7984	0.7980
38	0.0491	0.0493	0.0483	0.0479	0.7098	0.6879	0.7086	0.7080	82	0.0497	0.0499	0.0493	0.0491	0.7999	0.7928	0.7995	0.7993
39	0.0493	0.0496	0.0484	0.0479	0.7136	0.6924	0.7122	0.7115	83	0.0498	0.0499	0.0492	0.0490	0.8012	0.7942	0.8005	0.8003
40	0.0493	0.0498	0.0484	0.0481	0.7171	0.6969	0.7158	0.7152	84	0.0497	0.0499	0.0492	0.0490	0.8022	0.7953	0.8017	0.8015
41	0.0492	0.0497	0.0484	0.0480	0.7202	0.7010	0.7190	0.7185	85	0.0497	0.0500	0.0491	0.0490	0.8034	0.7967	0.8028	0.8027
42	0.0492	0.0493	0.0485	0.0483	0.7234	0.7044	0.7224	0.7220	86	0.0496	0.0498	0.0492	0.0492	0.8044	0.7978	0.8040	0.8039
43	0.0493	0.0496	0.0484	0.0483	0.7265	0.7083	0.7253	0.7251	87	0.0497	0.0500	0.0492	0.0493	0.8056	0.7992	0.8051	0.8051
44	0.0491	0.0500	0.0484	0.0482	0.7294	0.7120	0.7283	0.7279	88	0.0496	0.0500	0.0494	0.0492	0.8066	0.8003	0.8063	0.8061
45	0.0495	0.0496	0.0485	0.0480	0.7326	0.7151	0.7313	0.7307	89	0.0496	0.0500	0.0494	0.0490	0.8076	0.8016	0.8074	0.8070
46	0.0494	0.0494	0.0488	0.0483	0.7353	0.7185	0.7344	0.7338	90	0.0497	0.0498	0.0492	0.0492	0.8087	0.8025	0.8083	0.8083
47	0.0495	0.0498	0.0488	0.0484	0.7381	0.7221	0.7372	0.7366	91	0.0497	0.0498	0.0492	0.0493	0.8097	0.8037	0.8093	0.8093
48	0.0494	0.0497	0.0486	0.0483	0.7406	0.7251	0.7396	0.7391	92	0.0496	0.0498	0.0493	0.0493	0.8107	0.8047	0.8104	0.8103
49	0.0495	0.0496	0.0488	0.0485	0.7432	0.7280	0.7424	0.7420	93	0.0497	0.0500	0.0493	0.0490	0.8118	0.8059	0.8114	0.8112
50	0.0493	0.0496	0.0487	0.0485	0.7456	0.7311	0.7447	0.7444	94	0.0498	0.0499	0.0493	0.0492	0.8129	0.8070	0.8124	0.8123
51	0.0494	0.0497	0.0488	0.0485	0.7480	0.7337	0.7472	0.7468	95	0.0498	0.0497	0.0493	0.0491	0.8138	0.8080	0.8133	0.8132
52	0.0493	0.0499	0.0487	0.0485	0.7503	0.7366	0.7494	0.7491	96	0.0497	0.0497	0.0494	0.0493	0.8147	0.8090	0.8144	0.8142
53	0.0494	0.0496	0.0488	0.0484	0.7526	0.7391	0.7518	0.7513	97	0.0498	0.0498	0.0493	0.0493	0.8157	0.8100	0.8152	0.8152
54	0.0495	0.0496	0.0489	0.0485	0.7549	0.7418	0.7541	0.7537	98	0.0497	0.0498	0.0493	0.0491	0.8166	0.8111	0.8162	0.8160
55	0.0495	0.0500	0.0490	0.0487	0.7571	0.7446	0.7564	0.7561	99	0.0497	0.0497	0.0493	0.0494	0.8175	0.8119	0.8171	0.8171
56	0.0495	0.0500	0.0488	0.0486	0.7591	0.7468	0.7583	0.7580	100	0.0498	0.0498	0.0494	0.0491	0.8185	0.8131	0.8180	0.8178
57	0.0494	0.0497	0.0489	0.0486	0.7611	0.7490	0.7605	0.7601	101	0.0497	0.0499	0.0494	0.0491	0.8192	0.8140	0.8189	0.8187
58	0.0495	0.0497	0.0488	0.0487	0.7631	0.7513	0.7623	0.7622	102	0.0497	0.0500	0.0494	0.0492	0.8201	0.8150	0.8199	0.8196
59	0.0495	0.0498	0.0488	0.0487	0.7652	0.7536	0.7643	0.7641	103	0.0496	0.0498	0.0495	0.0492	0.8209	0.8159	0.8207	0.8205
60	0.0494	0.0499	0.0489	0.0485	0.7669	0.7559	0.7663	0.7658	104	0.0496	0.0499	0.0493	0.0494	0.8217	0.8168	0.8215	0.8215
61	0.0497	0.0497	0.0489	0.0486	0.7690	0.7581	0.7682	0.7678	105	0.0498	0.0500	0.0494	0.0492	0.8227	0.8178	0.8224	0.8222
62	0.0495	0.0495	0.0492	0.0489	0.7707	0.7599	0.7703	0.7699	106	0.0498	0.0499	0.0495	0.0492	0.8235	0.8187	0.8232	0.8230
63	0.0493	0.0497	0.0493	0.0488	0.7723	0.7620	0.7722	0.7715	107	0.0498	0.0497	0.0495	0.0492	0.8243	0.8194	0.8241	0.8238
64	0.0494	0.0498	0.0489	0.0486	0.7740	0.7639	0.7735	0.7731	108	0.0497	0.0499	0.0493	0.0493	0.8251	0.8204	0.8247	0.8247
65	0.0495	0.0499	0.0490	0.0488	0.7759	0.7658	0.7753	0.7750	109	0.0497	0.0498	0.0493	0.0493	0.8259	0.8211	0.8255	0.8255
66	0.0496	0.0499	0.0489	0.0490	0.7776	0.7679	0.7769	0.7769	110	0.0496	0.0500	0.0493	0.0493	0.8266	0.8221	0.8263	0.8263
67	0.0495	0.0497	0.0490	0.0489	0.7791	0.7696	0.7785	0.7784	111	0.0499	0.0498	0.0495	0.0494	0.8275	0.8228	0.8272	0.8271
68	0.0497	0.0500	0.0491	0.0489	0.7808	0.7715	0.7802	0.7800	112	0.0499	0.0499	0.0495	0.0495	0.8283	0.8237	0.8279	0.8279
69	0.0495	0.0498	0.0489	0.0488	0.7823	0.7732	0.7816	0.7815	113	0.0498	0.0501	0.0495	0.0492	0.8290	0.8246	0.8287	0.8285
70	0.0495	0.0497	0.0490	0.0488	0.7838	0.7748	0.7832	0.7830	114	0.0497	0.0498	0.0494	0.0494	0.8296	0.8252	0.8294	0.8293
71	0.0496	0.0497	0.0493	0.0490	0.7853	0.7764	0.7849	0.7846	115	0.0496	0.0499	0.0493	0.0492	0.8303	0.8261	0.8301	0.8299
72	0.0496	0.0499	0.0491	0.0487	0.7868	0.7782	0.7862	0.7858	116	0.0498	0.0496	0.0495	0.0492	0.8312	0.8268	0.8309	0.8306
73	0.0495	0.0499	0.0491	0.0490	0.7881	0.7797	0.7876	0.7875	117	0.0497	0.0498	0.0495	0.0492	0.8318	0.8276	0.8316	0.8313

Cuadro 13: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media para el procedimiento de Wilson ajustado (caso 1.)*

Procedimiento de Wilson ajustado (caso 1)									Procedimiento de Wilson ajustado (caso 1)								
Tamaño de prueba promedio					Promedio de la potencia media				Tamaño de prueba promedio					Promedio de la potencia media			
$n \backslash c$	0	2.96	0.18	0.26	0	2.96	0.18	0.26	$n \backslash c$	0	2.96	0.18	0.26	0	2.96	0.18	0.26
118	0.0498	0.0499	0.0493	0.0493	0.8326	0.8284	0.8322	0.8321	160	0.0500	0.0500	0.0497	0.0495	0.8559	0.8533	0.8558	0.8556
119	0.0499	0.0498	0.0494	0.0493	0.8333	0.8291	0.8329	0.8328	161	0.0497	0.0500	0.0495	0.0494	0.8562	0.8538	0.8561	0.8560
120	0.0496	0.0497	0.0496	0.0495	0.8338	0.8298	0.8337	0.8337	162	0.0498	0.0498	0.0497	0.0497	0.8567	0.8541	0.8567	0.8566
121	0.0498	0.0499	0.0494	0.0493	0.8346	0.8306	0.8343	0.8342	163	0.0499	0.0498	0.0497	0.0495	0.8573	0.8546	0.8571	0.8569
122	0.0497	0.0497	0.0495	0.0493	0.8352	0.8312	0.8350	0.8348	164	0.0498	0.0499	0.0496	0.0496	0.8576	0.8550	0.8575	0.8574
123	0.0499	0.0497	0.0494	0.0492	0.8360	0.8319	0.8357	0.8354	165	0.0498	0.0500	0.0496	0.0495	0.8580	0.8556	0.8579	0.8578
124	0.0498	0.0497	0.0494	0.0494	0.8366	0.8326	0.8363	0.8362	166	0.0499	0.0499	0.0497	0.0496	0.8585	0.8560	0.8584	0.8583
125	0.0497	0.0498	0.0495	0.0495	0.8372	0.8334	0.8370	0.8369	167	0.0500	0.0499	0.0497	0.0494	0.8590	0.8564	0.8587	0.8586
126	0.0497	0.0498	0.0494	0.0494	0.8378	0.8340	0.8376	0.8375	168	0.0498	0.0498	0.0495	0.0496	0.8593	0.8568	0.8591	0.8591
127	0.0499	0.0501	0.0496	0.0493	0.8386	0.8349	0.8383	0.8381	169	0.0499	0.0499	0.0497	0.0496	0.8597	0.8573	0.8596	0.8595
128	0.0496	0.0498	0.0496	0.0495	0.8390	0.8354	0.8389	0.8388	170	0.0498	0.0500	0.0495	0.0496	0.8601	0.8578	0.8599	0.8599
129	0.0497	0.0500	0.0496	0.0492	0.8397	0.8361	0.8395	0.8393	171	0.0501	0.0498	0.0496	0.0495	0.8607	0.8581	0.8604	0.8603
130	0.0497	0.0499	0.0496	0.0493	0.8403	0.8367	0.8402	0.8399	172	0.0498	0.0498	0.0496	0.0494	0.8609	0.8585	0.8608	0.8606
131	0.0498	0.0498	0.0495	0.0494	0.8409	0.8373	0.8407	0.8406	173	0.0497	0.0498	0.0498	0.0496	0.8613	0.8590	0.8613	0.8611
132	0.0496	0.0499	0.0496	0.0494	0.8414	0.8380	0.8414	0.8412	174	0.0498	0.0500	0.0497	0.0495	0.8617	0.8594	0.8616	0.8615
133	0.0499	0.0497	0.0494	0.0493	0.8422	0.8386	0.8418	0.8418	175	0.0499	0.0501	0.0496	0.0495	0.8621	0.8599	0.8619	0.8619
134	0.0497	0.0499	0.0496	0.0494	0.8426	0.8393	0.8425	0.8424	176	0.0499	0.0497	0.0494	0.0495	0.8625	0.8601	0.8622	0.8622
135	0.0498	0.0498	0.0494	0.0493	0.8433	0.8399	0.8430	0.8429	177	0.0498	0.0496	0.0496	0.0496	0.8628	0.8605	0.8627	0.8627
136	0.0497	0.0499	0.0494	0.0493	0.8438	0.8405	0.8436	0.8435	178	0.0497	0.0499	0.0498	0.0495	0.8632	0.8610	0.8632	0.8630
137	0.0497	0.0499	0.0494	0.0494	0.8444	0.8411	0.8441	0.8441	179	0.0499	0.0500	0.0497	0.0496	0.8637	0.8614	0.8635	0.8634
138	0.0497	0.0499	0.0494	0.0495	0.8449	0.8416	0.8447	0.8447	180	0.0498	0.0499	0.0497	0.0496	0.8640	0.8618	0.8639	0.8638
139	0.0499	0.0498	0.0496	0.0493	0.8455	0.8422	0.8454	0.8451	181	0.0499	0.0499	0.0496	0.0496	0.8644	0.8622	0.8642	0.8642
140	0.0498	0.0498	0.0495	0.0495	0.8461	0.8428	0.8458	0.8458	182	0.0500	0.0499	0.0495	0.0494	0.8648	0.8626	0.8645	0.8645
141	0.0498	0.0499	0.0495	0.0494	0.8466	0.8434	0.8464	0.8463	183	0.0496	0.0498	0.0498	0.0495	0.8650	0.8630	0.8650	0.8649
142	0.0499	0.0499	0.0497	0.0497	0.8472	0.8440	0.8470	0.8470	184	0.0497	0.0499	0.0497	0.0496	0.8654	0.8633	0.8654	0.8653
143	0.0497	0.0499	0.0496	0.0494	0.8476	0.8445	0.8475	0.8474	185	0.0499	0.0500	0.0496	0.0495	0.8659	0.8637	0.8657	0.8656
144	0.0497	0.0499	0.0496	0.0494	0.8481	0.8451	0.8480	0.8479	186	0.0499	0.0500	0.0495	0.0498	0.8662	0.8641	0.8660	0.8661
145	0.0498	0.0497	0.0496	0.0496	0.8487	0.8455	0.8485	0.8485	187	0.0500	0.0500	0.0496	0.0496	0.8666	0.8645	0.8664	0.8664
146	0.0498	0.0500	0.0496	0.0495	0.8492	0.8462	0.8491	0.8490	188	0.0499	0.0500	0.0496	0.0495	0.8669	0.8649	0.8667	0.8667
147	0.0499	0.0498	0.0495	0.0494	0.8498	0.8467	0.8495	0.8494	189	0.0499	0.0499	0.0499	0.0498	0.8673	0.8652	0.8673	0.8672
148	0.0498	0.0498	0.0495	0.0497	0.8502	0.8472	0.8500	0.8501	190	0.0500	0.0497	0.0498	0.0497	0.8677	0.8655	0.8676	0.8675
149	0.0500	0.0499	0.0496	0.0494	0.8508	0.8478	0.8505	0.8504	191	0.0500	0.0500	0.0496	0.0496	0.8680	0.8659	0.8678	0.8678
150	0.0499	0.0497	0.0495	0.0496	0.8512	0.8482	0.8510	0.8510	192	0.0498	0.0499	0.0496	0.0495	0.8683	0.8663	0.8681	0.8681
151	0.0497	0.0498	0.0497	0.0494	0.8516	0.8487	0.8516	0.8514	193	0.0499	0.0499	0.0496	0.0496	0.8686	0.8666	0.8685	0.8684
152	0.0498	0.0498	0.0495	0.0494	0.8521	0.8493	0.8520	0.8519	194	0.0499	0.0499	0.0497	0.0496	0.8690	0.8669	0.8688	0.8688
153	0.0497	0.0499	0.0496	0.0495	0.8526	0.8498	0.8525	0.8524	195	0.0499	0.0502	0.0499	0.0498	0.8693	0.8675	0.8693	0.8692
154	0.0497	0.0498	0.0496	0.0495	0.8531	0.8503	0.8529	0.8529	196	0.0499	0.0500	0.0496	0.0495	0.8696	0.8677	0.8695	0.8694
155	0.0499	0.0498	0.0495	0.0496	0.8536	0.8508	0.8534	0.8534	197	0.0498	0.0498	0.0497	0.0496	0.8699	0.8680	0.8699	0.8698
156	0.0497	0.0498	0.0497	0.0494	0.8540	0.8513	0.8539	0.8537	198	0.0498	0.0499	0.0496	0.0496	0.8702	0.8684	0.8701	0.8701
157	0.0498	0.0500	0.0496	0.0495	0.8545	0.8519	0.8544	0.8543	199	0.0498	0.0500	0.0497	0.0496	0.8706	0.8687	0.8705	0.8704
158	0.0497	0.0499	0.0497	0.0495	0.8549	0.8523	0.8549	0.8547	200	0.0496	0.0499	0.0495	0.0495	0.8708	0.8691	0.8707	0.8707
159	0.0499	0.0499	0.0495	0.0495	0.8554	0.8528	0.8552	0.8552									

Cuadro 14: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media para el procedimiento de Wilson ajustado (caso 1.)*

Procedimiento de Wilson ajustado (caso 2)					Procedimiento de Wilson ajustado (caso 2)														
$n \backslash c$		Tamaño de prueba promedio				Promedio de la potencia media				$n \backslash c$		Tamaño de prueba promedio				Promedio de la potencia media			
		0	2.96	0.18	0.26	0	2.96	0.18	0.26			0	2.96	0.18	0.26	0	2.96	0.18	0.26
30	0.0454	0.3633	0.0508	0.0546	0.8094	0.7904	0.8045	0.8034	74	0.0471	0.2350	0.0502	0.0515	0.8746	0.8697	0.8734	0.8734		
31	0.0449	0.3574	0.0511	0.0540	0.8116	0.7941	0.8073	0.8061	75	0.0472	0.2356	0.0503	0.0513	0.8755	0.8709	0.8744	0.8741		
32	0.0453	0.3522	0.0508	0.0543	0.8142	0.7973	0.8100	0.8093	76	0.0477	0.2314	0.0503	0.0516	0.8765	0.8714	0.8753	0.8750		
33	0.0457	0.3482	0.0514	0.0536	0.8170	0.8005	0.8130	0.8117	77	0.0479	0.2308	0.0507	0.0516	0.8773	0.8723	0.8762	0.8760		
34	0.0462	0.3444	0.0505	0.0532	0.8198	0.8040	0.8154	0.8142	78	0.0480	0.2276	0.0499	0.0513	0.8781	0.8732	0.8769	0.8766		
35	0.0462	0.3373	0.0500	0.0533	0.8222	0.8067	0.8178	0.8170	79	0.0472	0.2283	0.0493	0.0519	0.8786	0.8741	0.8775	0.8774		
36	0.0459	0.3345	0.0511	0.0540	0.8247	0.8097	0.8209	0.8199	80	0.0473	0.2246	0.0492	0.0517	0.8794	0.8747	0.8783	0.8782		
37	0.0452	0.3298	0.0510	0.0533	0.8262	0.8125	0.8233	0.8225	81	0.0473	0.2246	0.0491	0.0525	0.8800	0.8757	0.8790	0.8792		
38	0.0459	0.3272	0.0511	0.0530	0.8286	0.8156	0.8254	0.8245	82	0.0476	0.2229	0.0496	0.0521	0.8809	0.8766	0.8798	0.8797		
39	0.0460	0.3202	0.0501	0.0525	0.8305	0.8173	0.8273	0.8265	83	0.0476	0.2215	0.0496	0.0514	0.8815	0.8771	0.8805	0.8805		
40	0.0457	0.3172	0.0497	0.0525	0.8323	0.8197	0.8293	0.8287	84	0.0476	0.2214	0.0494	0.0515	0.8821	0.8780	0.8811	0.8812		
41	0.0465	0.3137	0.0504	0.0535	0.8346	0.8222	0.8314	0.8309	85	0.0478	0.2183	0.0496	0.0521	0.8828	0.8785	0.8819	0.8820		
42	0.0465	0.3117	0.0500	0.0530	0.8364	0.8251	0.8332	0.8328	86	0.0479	0.2169	0.0498	0.0516	0.8836	0.8794	0.8826	0.8825		
43	0.0466	0.3045	0.0501	0.0532	0.8383	0.8265	0.8353	0.8349	87	0.0478	0.2151	0.0497	0.0512	0.8841	0.8801	0.8833	0.8833		
44	0.0468	0.3053	0.0510	0.0532	0.8401	0.8293	0.8375	0.8371	88	0.0478	0.2145	0.0497	0.0511	0.8848	0.8807	0.8840	0.8837		
45	0.0460	0.2996	0.0507	0.0524	0.8415	0.8310	0.8392	0.8383	89	0.0475	0.2142	0.0503	0.0504	0.8855	0.8815	0.8848	0.8842		
46	0.0462	0.2965	0.0506	0.0529	0.8429	0.8330	0.8407	0.8402	90	0.0472	0.2130	0.0497	0.0510	0.8860	0.8822	0.8853	0.8851		
47	0.0457	0.2955	0.0498	0.0524	0.8443	0.8349	0.8421	0.8415	91	0.0475	0.2106	0.0499	0.0510	0.8867	0.8828	0.8860	0.8857		
48	0.0463	0.2889	0.0501	0.0526	0.8463	0.8362	0.8437	0.8434	92	0.0474	0.2093	0.0500	0.0513	0.8873	0.8834	0.8866	0.8864		
49	0.0469	0.2899	0.0501	0.0525	0.8479	0.8385	0.8455	0.8449	93	0.0470	0.2090	0.0495	0.0514	0.8877	0.8840	0.8870	0.8870		
50	0.0467	0.2856	0.0505	0.0535	0.8491	0.8401	0.8472	0.8469	94	0.0467	0.2088	0.0494	0.0516	0.8882	0.8848	0.8875	0.8875		
51	0.0466	0.2816	0.0500	0.0524	0.8506	0.8418	0.8485	0.8480	95	0.0471	0.2071	0.0494	0.0505	0.8889	0.8855	0.8880	0.8879		
52	0.0466	0.2804	0.0504	0.0516	0.8520	0.8436	0.8499	0.8494	96	0.0474	0.2061	0.0500	0.0507	0.8897	0.8861	0.8889	0.8886		
53	0.0465	0.2799	0.0501	0.0519	0.8531	0.8453	0.8511	0.8507	97	0.0473	0.2039	0.0502	0.0506	0.8900	0.8867	0.8895	0.8892		
54	0.0470	0.2732	0.0498	0.0517	0.8544	0.8462	0.8524	0.8519	98	0.0474	0.2023	0.0504	0.0507	0.8907	0.8873	0.8901	0.8898		
55	0.0468	0.2728	0.0506	0.0521	0.8556	0.8476	0.8539	0.8532	99	0.0473	0.2028	0.0502	0.0509	0.8911	0.8879	0.8906	0.8903		
56	0.0470	0.2701	0.0503	0.0519	0.8571	0.8492	0.8552	0.8548	100	0.0476	0.2018	0.0504	0.0511	0.8917	0.8885	0.8911	0.8908		
57	0.0472	0.2696	0.0504	0.0519	0.8583	0.8508	0.8563	0.8561	101	0.0476	0.2005	0.0505	0.0511	0.8923	0.8890	0.8917	0.8915		
58	0.0469	0.2653	0.0505	0.0519	0.8592	0.8521	0.8577	0.8573	102	0.0480	0.1995	0.0504	0.0511	0.8928	0.8895	0.8922	0.8920		
59	0.0464	0.2611	0.0498	0.0521	0.8604	0.8532	0.8589	0.8585	103	0.0473	0.2001	0.0498	0.0512	0.8932	0.8901	0.8925	0.8925		
60	0.0469	0.2606	0.0495	0.0528	0.8616	0.8546	0.8599	0.8599	104	0.0477	0.2005	0.0503	0.0516	0.8938	0.8909	0.8932	0.8931		
61	0.0462	0.2593	0.0501	0.0521	0.8624	0.8557	0.8612	0.8608	105	0.0476	0.1971	0.0497	0.0513	0.8942	0.8912	0.8936	0.8936		
62	0.0464	0.2552	0.0494	0.0522	0.8636	0.8570	0.8618	0.8618	106	0.0478	0.1945	0.0503	0.0511	0.8948	0.8916	0.8943	0.8940		
63	0.0466	0.2553	0.0493	0.0522	0.8647	0.8584	0.8631	0.8629	107	0.0478	0.1945	0.0500	0.0510	0.8952	0.8922	0.8946	0.8945		
64	0.0470	0.2524	0.0503	0.0527	0.8659	0.8595	0.8646	0.8642	108	0.0476	0.1938	0.0499	0.0515	0.8956	0.8929	0.8951	0.8951		
65	0.0466	0.2506	0.0501	0.0516	0.8666	0.8607	0.8655	0.8652	109	0.0484	0.1929	0.0505	0.0514	0.8964	0.8934	0.8958	0.8955		
66	0.0467	0.2498	0.0498	0.0512	0.8676	0.8620	0.8663	0.8660	110	0.0482	0.1930	0.0506	0.0511	0.8967	0.8939	0.8962	0.8959		
67	0.0470	0.2457	0.0502	0.0511	0.8686	0.8628	0.8675	0.8669	111	0.0476	0.1922	0.0500	0.0513	0.8970	0.8942	0.8965	0.8965		
68	0.0473	0.2435	0.0503	0.0513	0.8696	0.8637	0.8683	0.8680	112	0.0476	0.1919	0.0496	0.0516	0.8975	0.8948	0.8968	0.8971		
69	0.0467	0.2422	0.0504	0.0511	0.8704	0.8648	0.8693	0.8688	113	0.0480	0.1898	0.0501	0.0508	0.8980	0.8953	0.8975	0.8972		
70	0.0469	0.2443	0.0496	0.0514	0.8714	0.8662	0.8701	0.8698	114	0.0475	0.1875	0.0505	0.0510	0.8984	0.8957	0.8981	0.8977		
71	0.0472	0.2409	0.0499	0.0521	0.8723	0.8669	0.8711	0.8710	115	0.0473	0.1878	0.0503	0.0515	0.8987	0.8962	0.8984	0.8983		
72	0.0471	0.2359	0.0503	0.0520	0.8731	0.8676	0.8721	0.8718	116	0.0474	0.1871	0.0505	0.0505	0.8992	0.8967	0.8989	0.8985		
73	0.0475	0.2356	0.0501	0.0518	0.8740	0.8687	0.8728	0.8726	117	0.0478	0.1871	0.0495	0.0511	0.8997	0.8972	0.8992	0.8991		

Cuadro 15: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media para el procedimiento de Wilson ajustado (caso 2.)*

Procedimiento de Wilson ajustado (caso 2)									
Tamaño de prueba promedio					Promedio de la potencia media				
$n \backslash c$	0	2.96	0.18	0.26	0	2.96	0.18	0.26	
118	0.0478	0.1878	0.0497	0.0513	0.9000	0.8976	0.8997	0.8995	
119	0.0479	0.1861	0.0493	0.0511	0.9005	0.8980	0.9000	0.8999	
120	0.0480	0.1828	0.0498	0.0515	0.9010	0.8985	0.9006	0.9004	
121	0.0478	0.1827	0.0495	0.0514	0.9014	0.8990	0.9009	0.9008	
122	0.0481	0.1828	0.0498	0.0509	0.9017	0.8993	0.9013	0.9011	
123	0.0476	0.1804	0.0500	0.0513	0.9019	0.8997	0.9017	0.9015	
124	0.0483	0.1815	0.0497	0.0514	0.9026	0.9001	0.9020	0.9020	
125	0.0482	0.1791	0.0496	0.0517	0.9028	0.9006	0.9023	0.9024	
126	0.0486	0.1786	0.0492	0.0516	0.9033	0.9009	0.9028	0.9028	
127	0.0480	0.1779	0.0494	0.0523	0.9036	0.9015	0.9033	0.9033	
128	0.0482	0.1777	0.0490	0.0515	0.9039	0.9017	0.9035	0.9035	
129	0.0482	0.1779	0.0491	0.0518	0.9044	0.9022	0.9038	0.9041	
130	0.0483	0.1780	0.0497	0.0503	0.9048	0.9026	0.9044	0.9041	
131	0.0481	0.1766	0.0493	0.0506	0.9050	0.9029	0.9046	0.9045	
132	0.0483	0.1755	0.0493	0.0509	0.9055	0.9033	0.9049	0.9051	
133	0.0482	0.1760	0.0494	0.0502	0.9058	0.9036	0.9053	0.9052	
134	0.0483	0.1768	0.0494	0.0500	0.9061	0.9040	0.9056	0.9056	
135	0.0485	0.1735	0.0495	0.0503	0.9066	0.9043	0.9060	0.9060	
136	0.0484	0.1718	0.0500	0.0501	0.9068	0.9047	0.9065	0.9063	
137	0.0481	0.1725	0.0497	0.0505	0.9070	0.9051	0.9067	0.9067	
138	0.0478	0.1707	0.0497	0.0502	0.9073	0.9055	0.9071	0.9069	
139	0.0482	0.1685	0.0497	0.0505	0.9078	0.9056	0.9074	0.9074	
140	0.0486	0.1687	0.0495	0.0507	0.9082	0.9059	0.9077	0.9077	
141	0.0486	0.1701	0.0490	0.0510	0.9086	0.9066	0.9079	0.9081	
142	0.0487	0.1688	0.0492	0.0508	0.9088	0.9068	0.9082	0.9084	
143	0.0484	0.1681	0.0495	0.0506	0.9091	0.9070	0.9086	0.9086	
144	0.0488	0.1692	0.0495	0.0506	0.9096	0.9075	0.9090	0.9090	
145	0.0481	0.1680	0.0493	0.0503	0.9096	0.9079	0.9092	0.9092	
146	0.0482	0.1669	0.0498	0.0502	0.9099	0.9081	0.9097	0.9095	
147	0.0478	0.1672	0.0503	0.0501	0.9101	0.9086	0.9101	0.9098	
148	0.0484	0.1657	0.0497	0.0507	0.9106	0.9087	0.9102	0.9103	
149	0.0479	0.1635	0.0499	0.0502	0.9108	0.9090	0.9105	0.9104	
150	0.0481	0.1646	0.0507	0.0503	0.9111	0.9095	0.9111	0.9107	
151	0.0488	0.1633	0.0497	0.0507	0.9116	0.9097	0.9111	0.9111	
152	0.0485	0.1646	0.0496	0.0506	0.9118	0.9102	0.9114	0.9114	
153	0.0484	0.1632	0.0502	0.0509	0.9120	0.9103	0.9118	0.9117	
154	0.0482	0.1641	0.0497	0.0510	0.9122	0.9107	0.9119	0.9120	
155	0.0484	0.1631	0.0503	0.0500	0.9126	0.9109	0.9124	0.9120	
156	0.0486	0.1625	0.0498	0.0505	0.9129	0.9113	0.9125	0.9125	
157	0.0482	0.1611	0.0497	0.0506	0.9130	0.9115	0.9128	0.9128	
158	0.0485	0.1604	0.0502	0.0507	0.9134	0.9118	0.9132	0.9131	
159	0.0487	0.1599	0.0498	0.0509	0.9137	0.9120	0.9133	0.9134	
160	0.0484	0.1605	0.0498	0.0508	0.9139	0.9123	0.9137	0.9136	
161	0.0488	0.1606	0.0493	0.0511	0.9142	0.9126	0.9139	0.9139	

Procedimiento de Wilson ajustado (caso 2)									
Tamaño de prueba promedio					Promedio de la potencia media				
$n \backslash c$	0	2.96	0.18	0.26	0	2.96	0.18	0.26	
162	0.0487	0.1585	0.0496	0.0510	0.9144	0.9129	0.9143	0.9141	
163	0.0490	0.1595	0.0493	0.0510	0.9148	0.9133	0.9144	0.9144	
164	0.0488	0.1574	0.0499	0.0507	0.9150	0.9134	0.9148	0.9145	
165	0.0488	0.1568	0.0496	0.0503	0.9152	0.9136	0.9149	0.9148	
166	0.0489	0.1540	0.0500	0.0502	0.9155	0.9139	0.9153	0.9151	
167	0.0489	0.1551	0.0499	0.0502	0.9158	0.9143	0.9156	0.9154	
168	0.0487	0.1553	0.0498	0.0501	0.9159	0.9145	0.9158	0.9156	
169	0.0492	0.1554	0.0494	0.0508	0.9163	0.9148	0.9158	0.9160	
170	0.0494	0.1553	0.0495	0.0511	0.9166	0.9150	0.9162	0.9163	
171	0.0486	0.1527	0.0496	0.0499	0.9166	0.9152	0.9164	0.9163	
172	0.0489	0.1527	0.0497	0.0498	0.9170	0.9154	0.9167	0.9165	
173	0.0488	0.1521	0.0497	0.0504	0.9172	0.9157	0.9168	0.9169	
174	0.0486	0.1528	0.0501	0.0502	0.9174	0.9160	0.9172	0.9171	
175	0.0487	0.1534	0.0502	0.0506	0.9176	0.9162	0.9175	0.9174	
176	0.0488	0.1525	0.0501	0.0509	0.9178	0.9165	0.9177	0.9177	
177	0.0481	0.1506	0.0501	0.0504	0.9180	0.9166	0.9180	0.9178	
178	0.0476	0.1510	0.0502	0.0504	0.9181	0.9169	0.9182	0.9181	
179	0.0480	0.1510	0.0506	0.0503	0.9185	0.9172	0.9185	0.9183	
180	0.0481	0.1517	0.0502	0.0507	0.9188	0.9174	0.9186	0.9186	
181	0.0483	0.1515	0.0502	0.0508	0.9190	0.9178	0.9189	0.9188	
182	0.0484	0.1511	0.0501	0.0512	0.9193	0.9179	0.9190	0.9191	
183	0.0483	0.1500	0.0502	0.0505	0.9194	0.9181	0.9192	0.9191	
184	0.0478	0.1502	0.0503	0.0506	0.9196	0.9185	0.9194	0.9194	
185	0.0479	0.1514	0.0505	0.0508	0.9199	0.9187	0.9197	0.9196	
186	0.0480	0.1497	0.0498	0.0510	0.9201	0.9187	0.9198	0.9199	
187	0.0481	0.1467	0.0497	0.0515	0.9203	0.9189	0.9200	0.9202	
188	0.0481	0.1473	0.0497	0.0512	0.9205	0.9192	0.9202	0.9204	
189	0.0482	0.1472	0.0500	0.0508	0.9207	0.9195	0.9205	0.9204	
190	0.0479	0.1457	0.0504	0.0508	0.9208	0.9196	0.9208	0.9206	
191	0.0482	0.1463	0.0499	0.0511	0.9211	0.9200	0.9209	0.9209	
192	0.0482	0.1462	0.0497	0.0506	0.9213	0.9202	0.9211	0.9210	
193	0.0482	0.1457	0.0497	0.0505	0.9215	0.9202	0.9212	0.9213	
194	0.0486	0.1448	0.0503	0.0504	0.9218	0.9205	0.9216	0.9214	
195	0.0484	0.1438	0.0500	0.0504	0.9219	0.9207	0.9217	0.9216	
196	0.0479	0.1428	0.0500	0.0505	0.9220	0.9208	0.9219	0.9219	
197	0.0479	0.1426	0.0503	0.0507	0.9222	0.9211	0.9221	0.9221	
198	0.0479	0.1432	0.0502	0.0508	0.9224	0.9214	0.9223	0.9223	
199	0.0483	0.1427	0.0502	0.0506	0.9228	0.9215	0.9225	0.9225	
200	0.0480	0.1431	0.0504	0.0506	0.9228	0.9218	0.9228	0.9226	

Cuadro 16: *Tamaño de prueba promedio y promedio de la potencia media para el procedimiento de Wilson ajustado (caso 2.)*

Regiones de rechazo

En la comparación realizada en el capítulo 3 se calcularon los *tamaños de prueba promedio* y los promedios de la potencia media, y para poder calcular

dichos parámetros se utilizaron las expresiones 3.12 y 3.13 para las cuales es necesaria encontrar las regiones de no rechazo de las pruebas mencionadas en el capítulo 3.

En los siguientes ejemplos se obtienen dichas regiones de no rechazo para los procedimientos en consideración.

Ejemplo .1 (Región de no rechazo del contraste de hipótesis basado en la estadística de prueba de Böhning, D. y Viwatwongkasem). *Dado $0 < \alpha < 1$ y c un número no negativo, considere el siguiente contraste de hipótesis*

$$H_0 : p = p_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : p \neq p_0$$

y considere la estadística de prueba propuesta en Böhning, D. y Viwatwongkasem (ver [10]), es decir, $Z_{BVc} = (\hat{p}_c - p_0) / \sqrt{\frac{n\hat{p}_c(1 - \hat{p}_c)}{(n + 2c)^2}}$ que converge a una variable aleatoria normal estándar.

La prueba para muestras grandes rechaza H_0 si $|Z_{BVc}| > z_{\alpha/2}$.

Se verá, que la región de no rechazo de la prueba, A_{BV} , es $\{[x_1], \dots, [x_2]\}$, donde

$$x_1 = (n + 2c) \left[\frac{p_0 + k/2}{1 + k} - \sqrt{\frac{-p_0^2}{1 + k} + \left(\frac{p_0 + k/2}{1 + k}\right)^2} \right] - c, \quad (1)$$

y

$$x_2 = (n + 2c) \left[\frac{p_0 + k/2}{1 + k} + \sqrt{\frac{-p_0^2}{1 + k} + \left(\frac{p_0 + k/2}{1 + k}\right)^2} \right] - c \quad (2)$$

$$\text{y } k = z_{\alpha/2}^2 \frac{n}{(n+2c)^2}.$$

Por definición, se tiene que

$$\begin{aligned} A_{BV} &= \left\{ x \mid |z_{BV}| \leq z_{\alpha/2} \right\} = \left\{ x \mid \left| (\hat{p}_c - p_0) / \sqrt{\frac{n\hat{p}_c(1 - \hat{p}_c)}{(n + 2c)^2}} \right| \leq z_{\alpha/2} \right\} \\ &= \left\{ x \mid |\hat{p}_c - p_0| \leq z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{n\hat{p}_c(1 - \hat{p}_c)}{(n + 2c)^2}} \right\} \\ &= \left\{ x \mid \hat{p}_c^2 - 2p_0\hat{p}_c + p_0^2 \leq z_{\alpha/2}^2 \frac{n\hat{p}_c(1 - \hat{p}_c)}{(n + 2c)^2} \right\} \end{aligned}$$

Sea $k = z_{\alpha/2}^2 \frac{n}{(n+2c)^2}$, se sigue de la última expresión que,

$$\begin{aligned}
&= \left\{ x \left| \hat{p}_c^2 - 2p_0\hat{p}_c + p_0^2 \leq k\hat{p}_c(1 - \hat{p}_c) \right. \right\} \\
&= \left\{ x \left| (1+k)\hat{p}_c^2 - (2p_0+k)\hat{p}_c \leq -p_0^2 \right. \right\} \\
&= \left\{ x \left| (1+k) \left[\hat{p}_c^2 - \frac{2p_0+k}{1+k}\hat{p}_c \right] \leq -p_0^2 \right. \right\} \\
&= \left\{ x \left| \left| \hat{p}_c - \frac{p_0+k/2}{1+k} \right| \leq \sqrt{\frac{-p_0^2}{(1+k)} + \left(\frac{p_0+k/2}{1+k}\right)^2} \right. \right\} \\
&= \left\{ x \left| -\sqrt{\frac{-p_0^2}{(1+k)} + \left(\frac{p_0+k/2}{1+k}\right)^2} \leq \hat{p}_c - \frac{p_0+k/2}{1+k} \leq \sqrt{\frac{-p_0^2}{(1+k)} + \left(\frac{p_0+k/2}{1+k}\right)^2} \right. \right\} \\
&= \left\{ x \left| \frac{p_0+k/2}{1+k} - \sqrt{\frac{-p_0^2}{(1+k)} + \left(\frac{p_0+k/2}{1+k}\right)^2} \leq \hat{p}_c \leq \frac{p_0+k/2}{1+k} + \sqrt{\frac{-p_0^2}{(1+k)} + \left(\frac{p_0+k/2}{1+k}\right)^2} \right. \right\} \\
&= \left\{ x \left| ((n+2c) \left[\frac{p_0+k/2}{1+k} - \sqrt{\frac{-p_0^2}{1+k} + \left(\frac{p_0+k/2}{1+k}\right)^2} \right] - c) \leq X \right. \right. \\
&\quad \left. \left. \leq (n+2c) \left[\frac{p_0+k/2}{1+k} + \sqrt{\frac{-p_0^2}{1+k} + \left(\frac{p_0+k/2}{1+k}\right)^2} \right] - c \right. \right\}.
\end{aligned}$$

Ejemplo .2 (Región de no rechazo del contraste de hipótesis basado en la estadística de prueba de Wald ajustado). Dado $0 < \alpha < 1$ y c un número no negativo, considere el siguiente contraste de hipótesis

$$H_0 : p = p_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : p \neq p_0$$

y considere la estadística de prueba de Wald ajustada, es decir, $Z_{W_a} = (\hat{p}_c - p_0) / \sqrt{\frac{\hat{p}_c(1 - \hat{p}_c)}{n + 2c}}$, que converge a una variable aleatoria normal estándar.

La prueba para muestras grandes rechaza H_0 si $|Z_{W_a}| > z_{\alpha/2}$

Se verá, que la región de no rechazo de la prueba, A_{W_a} , es $\{[x_1], \dots, [x_2]\}$, donde

$$x_1 = (n+2c) \left[\frac{p_0+k/2}{1+k} - \sqrt{\frac{-p_0^2}{1+k} + \left(\frac{p_0+k/2}{1+k}\right)^2} \right] - c, \quad (3)$$

y

$$x_2 = (n+2c) \left[\frac{p_0+k/2}{1+k} + \sqrt{\frac{-p_0^2}{1+k} + \left(\frac{p_0+k/2}{1+k}\right)^2} \right] - c \quad (4)$$

y $k = z_{\alpha/2}^2 / (n + 2c)$.

Por definición, se tiene que

$$\begin{aligned}
A_{Wa} &= \left\{ x \mid |z_{Wa}| \leq z_{\alpha/2} \right\} = \left\{ x \mid \left| (\hat{p}_c - p_0) / \sqrt{\frac{\hat{p}_c(1 - \hat{p}_c)}{n + 2c}} \right| \leq z_{\alpha/2} \right\} \\
&= \left\{ x \mid |\hat{p}_c - p_0| \leq z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}_c(1 - \hat{p}_c)}{n + 2c}} \right\} \\
&= \left\{ x \mid \hat{p}_c^2 - 2p_0\hat{p}_c + p_0^2 \leq z_{\alpha/2}^2 \frac{\hat{p}_c(1 - \hat{p}_c)}{n + 2c} \right\} \\
&\text{Sea } k = z_{\alpha/2}^2 / (n + 2c), \text{ se sigue de la última expresión que,} \\
&= \left\{ x \mid \hat{p}_c^2 - 2p_0\hat{p}_c + p_0^2 \leq k\hat{p}_c(1 - \hat{p}_c) \right\} \\
&= \left\{ x \mid (1 + k)\hat{p}_c^2 - (2p_0 + k)\hat{p}_c \leq -p_0^2 \right\} \\
&= \left\{ x \mid (1 + k) \left[\hat{p}_c^2 - \frac{2p_0 + k}{1 + k} \hat{p}_c \right] \leq -p_0^2 \right\} \\
&= \left\{ x \mid \left| \hat{p}_c - \frac{p_0 + k/2}{1 + k} \right| \leq \sqrt{\frac{-p_0^2}{(1 + k)} + \left(\frac{p_0 + k/2}{1 + k} \right)^2} \right\} \\
&= \left\{ x \mid -\sqrt{\frac{-p_0^2}{(1 + k)} + \left(\frac{p_0 + k/2}{1 + k} \right)^2} \leq \hat{p}_c - \frac{p_0 + k/2}{1 + k} \leq \sqrt{\frac{-p_0^2}{(1 + k)} + \left(\frac{p_0 + k/2}{1 + k} \right)^2} \right\} \\
&= \left\{ x \mid \frac{p_0 + k/2}{1 + k} - \sqrt{\frac{-p_0^2}{(1 + k)} + \left(\frac{p_0 + k/2}{1 + k} \right)^2} \leq \hat{p}_c \leq \frac{p_0 + k/2}{1 + k} + \sqrt{\frac{-p_0^2}{(1 + k)} + \left(\frac{p_0 + k/2}{1 + k} \right)^2} \right\} \\
&= \left\{ x \mid (n + 2c) \left[\frac{p_0 + k/2}{1 + k} - \sqrt{\frac{-p_0^2}{1 + k} + \left(\frac{p_0 + k/2}{1 + k} \right)^2} \right] - c \leq X \right. \\
&\quad \left. \leq (n + 2c) \left[\frac{p_0 + k/2}{1 + k} + \sqrt{\frac{-p_0^2}{1 + k} + \left(\frac{p_0 + k/2}{1 + k} \right)^2} \right] - c \right\}.
\end{aligned}$$

Ejemplo .3 (Región de no rechazo del contraste de hipótesis basado en la estadística de prueba de Wilson ajustada). Dado $0 < \alpha < 1$ y c un número no negativo, considere el siguiente contraste de hipótesis

$$H_0 : p = p_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : p \neq p_0$$

y considere la estadística de Wilson ajustada, es decir, $Z_{Sc} = (\hat{p}_c - p_0) / \sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n + 2c}}$, que converge a una variable aleatoria normal estándar.

La prueba para muestras grandes rechaza H_0 si $|Z_S| > z_{\alpha/2}$

Se verá, que la región de no rechazo de la prueba, A_S , es $\{[x_1], \dots, [x_2]\}$, donde

$$x_1 = (n + 2c) \left(p_0 - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n + 2c}} \right) - c, \quad (5)$$

y

$$x_2 = (n + 2c) \left(p_0 + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n+2c}} \right) - c. \quad (6)$$

Por definición, se tiene que

$$\begin{aligned} A_{Sc} &= \left\{ x \mid |z_{Sc}| \leq z_{\alpha/2} \right\} = \left\{ x \mid \left| (\hat{p}_c - p_0) / \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n+2c}} \right| \leq z_{\alpha/2} \right\} \\ &= \left\{ x \mid |\hat{p}_c - p_0| \leq z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n+2c}} \right\} \\ &= \left\{ x \mid -z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n+2c}} \leq \hat{p}_c - p_0 \leq z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n+2c}} \right\} \\ &= \left\{ x \mid p_0 - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n+2c}} \leq \bar{p} \leq p_0 + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n+2c}} \right\} \\ &= \left\{ x \mid (n+2c) \left(p_0 - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n+2c}} \right) - c \leq X \right. \\ &\quad \left. \leq (n+2c) \left(p_0 + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n+2c}} \right) - c \right\}. \end{aligned}$$

Ejemplo .4 (Región de no rechazo del contraste de hipótesis basado en la estadística de prueba arco seno ajustado). Dado $0 < \alpha < 1$ y c un número no negativo, considere el siguiente contraste de hipótesis

$$H_0 : p = p_0 \quad vs \quad H_1 : p \neq p_0$$

y considere la estadística de prueba arco seno ajustado, es decir, $Z_{Aa} = (\sin^{-1} \sqrt{\hat{p}_c} - \sin^{-1} \sqrt{p_0}) 2\sqrt{n+2c}$, que converge a una variable aleatoria normal estándar.

La prueba para muestras grandes rechaza H_0 si $|Z_{Aa}| > z_{\alpha/2}$

Se verá, que la región no rechazo de la prueba, A_{Aa} , es $\{[x_1], \dots, [x_2]\}$, donde

$$x_1 = (n + 2c) \sin^2(\sin^{-1} \sqrt{\hat{p}_c} - z_{\alpha/2}/(2\sqrt{n+2c})) - c, \quad (7)$$

y

$$x_2 = (n + 2c) \sin^2(\sin^{-1} \sqrt{\hat{p}_c} + z_{\alpha/2}/(2\sqrt{n+2c})) - c \quad (8)$$

Por definición, se tiene que

$$A_{Aa} = \left\{ x : |z_{Aa}| \leq z_{\alpha/2} \right\} = \left\{ x : \left| (\sin^{-1} \sqrt{\hat{p}_c} - \sin^{-1} \sqrt{p_0}) 2\sqrt{n+2c} \right| \leq z_{\alpha/2} \right\}$$

$$\begin{aligned}
&= \left\{ x : \left| \sin^{-1} \sqrt{\hat{p}_c} - \sin^{-1} \sqrt{p_0} \right| \leq z_{\alpha/2} / (2\sqrt{n+2c}) \right\} \\
&= \left\{ x : -z_{\alpha/2} / (2\sqrt{n+2c}) \leq \sin^{-1} \sqrt{\hat{p}_c} - \sin^{-1} \sqrt{p_0} \leq z_{\alpha/2} / (2\sqrt{n+2c}) \right\} \\
&= \left\{ x : \sin^{-1} \sqrt{p_0 - z_{\alpha/2} / (2\sqrt{n+2c})} \leq \sin^{-1} \sqrt{\hat{p}_c} \leq \sin^{-1} \sqrt{\hat{p}_c + z_{\alpha/2} / (2\sqrt{n+2c})} \right\} \\
&= \left\{ x : \sin(\sin^{-1} \sqrt{p_0 - z_{\alpha/2} / (2\sqrt{n+2c})}) \leq \sqrt{\hat{p}_c} \leq \sin(\sin^{-1} \sqrt{\hat{p}_c + z_{\alpha/2} / (2\sqrt{n+2c})}) \right\} \\
&= \left\{ x : \sin^2(\sin^{-1} \sqrt{p_0 - z_{\alpha/2} / (2\sqrt{n+2c})}) \leq \hat{p}_c \leq \sin^2(\sin^{-1} \sqrt{\hat{p}_c + z_{\alpha/2} / (2\sqrt{n+2c})}) \right\} \\
&= \left\{ x : (n+2c) \sin^2(\sin^{-1} \sqrt{p_0 - z_{\alpha/2} / (2\sqrt{n+2c})}) - c \leq \right. \\
&\quad \left. \leq X \leq (n+2c) \sin^2(\sin^{-1} \sqrt{\hat{p}_c + z_{\alpha/2} / (2\sqrt{n+2c})}) - c \right\}.
\end{aligned}$$

Bibliografía

- [1] Almendra-Arao Félix, Reyes-Cervantes Hortensia J. and Morales-Cortés Marcos, Behavior of the Wald's test for a proportion based on a shrinkage estimator, *Advances and Applications in statistics*, 207-218, 2020.
- [2] Almendra-Arao Félix, Reyes-Cervantes Hortensia J., Morales-Cortés Marcos, Reyes-Reyes María del Rocío and Díaz-Arias Marian Catharin, Using adjusted Wald confidence interval for a binomial proportion, *JP Journal of Biostatistics*, 415-422, 2020.
- [3] Agresti A. and Coull B., Approximate is Better than Exact for Interval Estimation of Binomial Proportions, *The American Statistician*, Vol. 52, No. 2, 119-126, 1998.
- [4] Agresti A. and Cao B., Simple and Effective Confidence Intervals for Proportions and Differences of Proportions Result from Adding Two Successes and Two Failures, *The American Statistician*, Vol. 54, No. 4, 280-288, American Statistical Association, 2000.
- [5] Agresti, A. and Min, Y., On Small-Sample Confidence Intervals for Parameters in Discrete Distribution, *Biometrics* 57, 963-971, 2001.
- [6] Agresti A. and Minon Y., On sample Size Guidelines for Teaching Inference about the Binomial Parameter in Introductory Statistics, Department of Statistics,

-
- [7] Anscombe, F.J., The transformation of Poisson, binomial and negative-binomial data, *Biometrika* 35, 246-254, 1948.
- [8] Boomsma A., Confidence Intervals for a Binomial Proportion, Department of Statistics & Measurement Theory University of Groningen, 2005.
- [9] Böhning, D. and Viwatwongkasem, C., Revisiting proportion estimators, *Statistical Methods in Medical Research*, 14: 1-23, 2005.
- [10] Brown L. D., Cai T. T. and DasGupta A., Interval Estimation for a Binomial Proportion, *Statistical Science* 16, 101-133, 2001.
- [11] Casella, G. & Berger, R., *Statistical Inference*, Duxbury Thomson Learning, New York, 2002.
- [12] Cepeda Cuervo E., Aguilar W., Cervantes V., Corrales M., Díaz I., Rodríguez D., Intervalos de confianza e intervalos de credibilidad para una proporción, Departamento de Estadística, Facultad de Ciencias, Universidad Nacional de Colombia, Bogotá, Colombia, 2008.
- [13] Chen, H., The accuracy of approximate intervals for a binomial parameter, *Journal of the American Statistical Association* 85 (410), 514-518, 1990.
- [14] Chung K. L., *A course in probability theory*, third edition, Academic Press, New York, 1974.
- [15] Clopper C. J., Pearson, E. S., The use of confidence or fiducial limits illustrated in the case of the binomial, *Biometrika* 26, 404-413, 1934.
- [16] Hogg R. V., McKean J. W., Craig A. T., *Introduction to Mathematical Statistics*, Pearson Prentice Hall, United States of America, 2005.
- [17] Leemis L. M. and Trivedi K S., A Comparison of Approximate Interval Estimators for the Bernoulli Parameter, *stat*, 50(1), 1994.

- [18] Kulinskaya, E., Morgenthaler, S. & Staudte, R. G. (2008). *Meta Analysis: A Guide to Calibrating and Combining Statistical Evidence*. New York: Wiley. <https://doi.org/10.1002/9780470985533>
- [19] Khurshid, A. & Ageel, M., *Binomial and Poisson Confidence Intervals and its Variants: A Bibliography*, *Pakistan Journal Statistical and Operation Research* VI(1), 75-100, 2010.
- [20] Martín Andrés A. and Álvarez Hernández M., *Two-tailed approximate confidence intervals for the ratio of proportions*, *Stat. Comput.*, 24: 65-75, 2014.
- [21] Martín Andrés A. and Álvarez Hernández M., *Two-tailed asymptotic inferences for a proportion*, *Journal of Applied Statistics*, 41, 7: 1516-1529, 2014.
- [22] Newcombe RG., *Two-sided confidence intervals for the single proportion: comparison of seven methods*. *Statistics in Medicine*, 17: 857-72, 1998.
- [23] Panagiotis Mantalos and Konstantinos Zografos, *Interval Estimation for a Binomial Proportion. A Bootstrap Approach*, department of Mathematics and Statistics, University of Cyprus, 2016.
- [24] Pires M. and Amado C., *Interval estimators for a binomial proportion: comparison of twenty methods*, Department of Mathematics and CEMAT, Portugal, 2008.
- [25] Reyes-Cervantes H., Almendra-Arao F. y Morales-Cortés M., *A comparison of confidence intervals for a proportion and criteria for their application*, *Advances and Applications in Statistics*, 35-42, 2019.
- [26] Rincón L., *Curso intermedio de probabilidad*, Departamento de matemáticas, Facultad de Ciencias UNAM, 2008.

-
- [27] Schilling M. F. and Doi J. A., A Coverage Probability Approach to Finding an Optimal Binomial Confidence Procedure, *The American Statistician*, 2014.
- [28] Wilson, E.B., Probable inference, the law of succession, and statistical inference, *Journal of the American Statistical Association* 22, 209- 212. 1927.
- [29] Woolf, B., On estimating the relation between blood group and disease, *Annals of Human Genetics* 19 (4), 251-352. DOI: 10.1111/j.1469-1809.1955.tb01348.x, 1955.