



**CRITERIO DE DISEÑO HIDROLÓGICO DE DIQUES EN RÍOS PARA
NIVELES MÁXIMOS BAJO CONDICIONES NO ESTACIONARIAS.**

AUTOR: ING. ISMAEL PARODI OJEDA

**UNIVERSIDAD DEL NORTE
DEPARTAMENTO DE INGENIERIA CIVIL Y AMBIENTAL
MAESTRIA EN INGENIERIA CIVIL
BARRANQUILLA**

2016



**CRITERIO DE DISEÑO HIDROLÓGICO DE DIQUES EN RÍOS PARA
NIVELES MÁXIMOS BAJO CONDICIONES NO ESTACIONARIAS**

AUTOR: ING. ISMAEL PARODI OJEDA

**TRABAJO DE TESIS PARA OPTAR POR EL TÍTULO DE
MAGISTER EN INGENIERÍA CIVIL CON ÉNFASIS EN RECURSOS
HÍDRICOS**

DIRECTOR: Ph.D HUMBERTO AVILA.

**UNIVERSIDAD DEL NORTE
DEPARTAMENTO DE INGENIERIA CIVIL Y AMBIENTAL
MAESTRIA EN INGENIERIA CIVIL
BARRANQUILLA**

2016

NOTA DE ACEPTACIÓN

PRESIDENTE DEL JURADO

JURADO

JURADO

BARRANQUILLA, NOVIEMBRE DEL 2016

AGRADECIMIENTOS

Principalmente a Dios por darme fortaleza en los momentos difíciles y que con su misericordia me abrió los caminos para emprender y terminar mi estudio de Postgrado.

A mi familia que me ofrecieron el apoyo incondicional y las palabras de aliento para seguir adelante.

Al ingeniero Humberto Ávila, por su paciencia, tiempo dedicado, palabras de ánimo y las directrices para poder culminar esta meta.

Finalmente a la Universidad del Norte y especialmente al departamento de Ingeniería Civil, que desde pregrado me han brindado las mejores herramientas para mi crecimiento profesional.

TABLA DE CONTENIDO

1.	RESUMEN.....	1
2.	INTRODUCCIÓN.....	2
2.1	JUSTIFICACIÓN.....	2
2.2	OBJETIVOS.....	3
2.2.1	OBTIVOS GENERAL.....	3
2.2.2	OBJETIVOS ESPECÍFICOS.....	3
2.3	ALCANCES.....	3
3.	FUNDAMENTOS TEÓRICOS.....	5
3.1	MARCO TEÓRICO.....	5
3.1.1	ANÁLISIS DE FRECUENCIAS ESTACIONARIO.....	5
3.1.2	DIQUES.....	9
3.1.3	SERIES DE TIEMPO.....	14
3.2	ESTADO DEL ARTE.....	16
3.2.1	PERIODO DE RETORNO Y RIESGO INHERENTE NO ESTACIONARIOS.....	16
3.2.2	VARIACIÓN DE LOS PARAMETROS DE LA DISTRIBUCIÓN GUMBELL Y LOG-PEARSON TIPO III POR VENTANA MOVIL.....	20
3.2.3	DISTRIBUCIONES DE VALORES EXTREMOS EN SERIES NO ESTACIONARIAS.....	22
3.2.4	ANÁLISIS DE FRECUENCIA BASADO EN GAMLSS.....	23
4.	METODOLOGÍA.....	28
4.1	ANÁLISIS SERIE DE TIEMPO DE NIVELES MÁXIMOS.....	30
4.2	GENERACIÓN SINTÉTICA DE DATOS.....	31
4.3	MODELACIÓN CON GAMLSS.....	31

4.4	¿CUÁL ES EL MODELO?	33
4.5	DISEÑO NO ESTACIONARIO.	37
5.	APLICACIÓN DE METODOLOGIA Y RESULTADOS.....	44
5.1	DESCRIPCIÓN DEL CASO DE ESTUDIO.....	44
5.2	APLICACIÓN Y RESULTADOS PARA EL CASO DE ESTUDIO.....	48
5.3	COMPROBACIÓN DEL MODELO CON SERIES SINTETICAS ALTERADAS	63
5.3.1	COMPROBACIÓN MODELO 1 (ESTACIONARIO)	63
5.3.2	COMPROBACIÓN MODELO 2 (NO ESTACIONARIO EN MEDIA) ..	66
5.3.3	COMPROBACION MODELO 3 (NO ESTACIONARIO EN VARIANZA) 72	
5.3.4	COMPROBACIÓN MODELO 4	77
6.	CONCLUSIONES	83
6.1	LINEAS DE INVESTIGACIONES FUTURAS	85
7.	REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS	86
8.	ANEXOS.....	90
8.1	Código en R para el análisis de frecuencia con GAMLSS	90
8.2	Código en R para el diseño de dique por Weibull modelo 2(Caso de estudio) 95	
8.3	Código en R para el diseño de dique por Normal modelo 2(Caso de comprobación).....	99
8.4	Código en R para el diseño de dique por Lognormal modelo 3(Caso de comprobación).....	102
8.5	Código en R para el diseño de dique por Lognormal modelo 4(Caso de comprobación).....	105

8.6	Código en R para la generación de escenarios sintéticos	108
8.7	Código en R para Periodo de retorno no estacionario.....	109

INDICE FIGURAS

Figura 3-1. Formación diques naturales. Fuente: Rogers, 2009.....	10
Figura 3-2. Esquema diseño de dique. Fuente: State of California, 2012.	11
Figura 3-3. Escenario no estacionario entra la función de densidad y el nivel de diseño. Fuente: (Salas, Asce, Obeysekera, & Asce, 2014).	11
Figura 3-4. Fallas estructurales. Fuente: Deretsky, 2006.	12
Figura 3-5. Filtración inferior, erosión interna y tubificación. Fuente:(Borgne, 2006).	13
Figura 3-6. Licuefacción. Fuente:(Deretsky, 2006).	13
Figura 3-7. Desbordamientos. Fuente: ASCE, 2010.	13
Figura 3-8. Erosión de la superficie. Fuente: Borgne, 2006.....	14
Figura 3-9. Probabilidades de excedencia constante (a) y variante en el tiempo (b). Fuente: Du et al., 2015.....	17
Figura 4-1. Esquema Diseño hidrológico de diques. Fuente: Elaboración propia.	28
Figura 4-2. Metodología. Fuente: Elaboración Propia	29
Figura 4-3. Cambio de la probabilidad de no excedencia en el tiempo. Fuente: Elaboración Propia.....	32
Figura 4-4. Grafico AIC. Fuente: Elaboración propia	34
Figura 4-5. Grafico Worm GAMLSS en R. Fuente: Du et al., 2015.....	36
Figura 4-6. Grafico distribución normal de los residuos en R. Fuente: Elaboración propia.....	37
Figura 4-7. Esquema Diseño de diques con hidrología no estacionaria. Fuente: Elaboración propia	38
Figura 4-8. Riesgo no estacionario para h(RE). Fuente: Elaboración propia	38
Figura 4-9. Curva de riesgo hidrológico estacionario para un periodo y vida útil de 50 años. Fuente: Elaboración propia.....	40
Figura 4-10. Curva de riesgo no estacionario, Fuente: Elaboración propia	42
Figura 4-11. Determinación del delta de Riesgo. Fuente: Elaboración propia.	42

Figura 4-12. Esquema del diseño hidrológico no estacionario. Fuente: Elaboración propia.....	43
Figura 5-1. Localización del municipio de Calamar. Fuente: (Economía & En, 2006).	44
Figura 5-2. Esquema Dique Calamar-Bolívar. Fuente: Elaboración propia.....	45
Figura 5-3. Fotos Calamar Diciembre del 2010. Fuente: El Universal, 2010	45
Figura 5-4. Dique Calamar año 2015. Fuente: Stree View.	46
Figura 5-5. Niveles máximos río Magdalena en la estación Calamar. Fuente: IDEAM	47
Figura 5-6. Grafica de probabilidad normal para los residuos del modelo ARIMA(0,1,1)x(2,0,2)4. Fuente: Elaboración propia.	50
Figura 5-7. Grafica de probabilidad normal para los residuos del modelo ARIMA(2,0,2)x(2,2,0)8. Fuente: Elaboración propia.	50
Figura 5-8. Serie de datos observados y sintéticos del modelo ARIMA(0,1,1)x(2,0,2)4. Fuente: Elaboración propia.....	51
Figura 5-9. AIC de los modelos de la serie de niveles máximo del río Magdalena Fuente: Elaboración propia.	53
Figura 5-10. Worm plot del modelo 2 de la distribución Weibull para la serie del río Magdalena Fuente: Elaboración propia.....	56
Figura 5-11. Gráfico de distribución normal de los residuos del modelo 2 de la distribución Weibull para la serie del río Magdalena. Fuente: Elaboración propia.	57
Figura 5-12. Curva de riesgo hidrológico estacionario para un periodo y vida útil de 50 años. Fuente: Elaboración propia.....	58
Figura 5-13. Cambio de la probabilidad de no excedencia para el caso de estudio. Fuente: Elaboración propia.	59
Figura 5-14. Curvas de riesgo estacionarios y no estacionarios para un periodo de retorno y vida útil de 50 años. Fuente: Elaboración propia.	60
Figura 5-15. Diseño no estacionario para el caso de estudio. Fuente: Elaboración propia.....	61

Figura 5-16. Ajuste de los niveles máximos de Calamar a una distribución Weibull . Fuente: Elaboración propia.	62
Figura 5-17. Datos observados y sintéticos modelo AR(1) para los niveles máximos de la estación calamar. Fuente: Elaboración propia	63
Figura 5-18. AIC de los modelos de la serie sintética AR(1) Fuente: Elaboración propia.....	64
Figura 5-19. Worm plot de la serie sintética AR(1) Fuente: Elaboración propia....	65
Figura 5-20. Serie sintética alterada en media para comprobación del modelo 2 basada en los niveles máximos de la estación calamar. Fuente: Elaboración propia	66
Figura 5-21. AIC de los modelos de la serie alterada en media.	67
Figura 5-22. Worm plot de la serie alterada en media Fuente: Elaboración propia.	68
Figura 5-23. Análisis de residuos de la serie alterada en media Fuente: Elaboración propia.	69
Figura 5-24. Delta de riesgo para la serie alterada en media. Fuente: Elaboración propia.....	70
Figura 5-25. Diseño no estacionario para la serie alterada en media. Fuente: Elaboración propia.	71
Figura 5-26. Serie sintética alterada en varianza para comprobación del modelo 2 basada en los niveles máximos de la estación calamar. Fuente: Elaboración propia	72
Figura 5-27. AIC modelos de la serie alterada en varianza. Fuente: Elaboración propia.....	73
Figura 5-28. Worm plot de la serie alterada en varianza.	74
Figura 5-29. Análisis de residuos de la serie alterada en varianza Fuente: Elaboración propia.	75
Figura 5-30. Delta de riesgo para la serie alterada en media. Fuente: Elaboración propia.....	76

Figura 5-31. Diseño no estacionario para la serie alterada en Varianza. Fuente: Elaboración propia.	76
Figura 5-32. Serie sintética alterada en media y varianza para comprobación del modelo 4. Fuente: Elaboración propia.....	77
Figura 5-33. AIC de los modelos de la serie alterada en media y varianza.	78
Figura 5-34. Worm plot de la serie alterada en varianza.	80
Figura 5-35. Análisis de residuos de la serie alterada en varianza Fuente: Elaboración propia.	81
Figura 5-36. Delta de riesgo para la serie alterada en media y varianza. Fuente: Elaboración propia.	82
Figura 5-37. Diseño no estacionario para la serie alterada en media y varianza Varianza. Fuente: Elaboración propia.	82
Figura 6-1. Diseño hidrológico no estacionario para el caso de estudio. Fuente: Elaboración propia.	84

INDICE TABLAS

Tabla 3-1. Modelos establecidos para Gumbel y Log-Pearon 3. Fuente He et al., 2006.....	21
Tabla 3-2. Distribuciones empleadas inicialmente por el modelo GAMLSS. Fuente: Rigby et al., 2005	25
Tabla 3-3. Distribuciones continuas empleada por GAMLSS en R. Fuente: Stasinopoulos et al. 2007	26
Tabla 4-1. Funciones de regresión. Fuente: Elaboración propia	31
Tabla 4-2. Distribuciones del modelo GAMLSS. Fuente: Elaboración propia	32
Tabla 4-3. Modelos analizados con GAMLSS. Fuente: Elaboración propia.....	33
Tabla 4-4. Prueba T Student Mod 4 Lognormal. Fuente: Elaboración propia	35
Tabla 4-5. Riesgo hidrológico estacionario. Fuente: Elaboración propia.	39
Tabla 5-1. Modelos no estacionales para la serie de niveles máximos de la estación Calamar del IDEAM. Fuente: Elaboración propia.	48
Tabla 5-2. Modelos estacionales con periodo de 4 años para la serie de niveles máximos de la estación Calamar del IDEAM. Fuente: Elaboración propia.	49
Tabla 5-3. Modelos estacionales con periodo de 8 años para la serie de niveles máximos de la estación Calamar del IDEAM. Fuente: Elaboración propia.	49
Tabla 5-4. Parámetros del modelo ARIMA de los niveles máximos de la estación Calamar del IDEAM. Fuente: Elaboración propia.	51
Tabla 5-5. Modelos analizados. Fuente: Elaboración propia.	52
Tabla 5-6. Regresiones y prueba T student para el modelo 2 de la distribución Weibull de la serie del río Magdalena .Fuente: Elaboración propia.	54
Tabla 5-7. Regresiones y prueba T Student para el modelo 4 de la distribución Weibull de la serie del río Magdalena .Fuente: Elaboración propia.	55
Tabla 5-8. Coeficiente Filliben del modelo 2 de la distribución Weibull para la serie del río Magdalena. Fuente: Elaboración propia.....	57
Tabla 5-9. Regresión y prueba T Student de la serie alterada en media.	68

Tabla 5-10. Regresión y prueba T student para el modelo 3 de la distribución Lognormal de la serie alterada en varianza. Fuente: Elaboración propia.	73
Tabla 5-11. Regresión y prueba T student para el modelo 4 de la distribución Lognormal de la serie alterada en varianza. Fuente: Elaboración propia.	79
Tabla 6-1. Modelos analizados con GAMLSS. Fuente: Elaboración propia.	83

1. RESUMEN

En el presente trabajo se desarrolló una metodología para establecer un criterio de diseño hidrológico de diques bajo condiciones no estacionarias. Para llevar a cabo la metodología, se proyectó en principio analizar y determinar la existencia de cambios en los parámetros de las distribuciones de probabilidad de la serie de tiempo utilizando el modelo GAMLSS. Se formularon 4 modelos, el primer modelo es el escenario estacionario y los 3 restantes son las diferentes combinaciones de no estacionariedad. Para la elección del mejor modelo se plantearon cuatro criterios: AIC, significancia estadística de los coeficientes de las regresiones, ajuste a las distribuciones y normalidad de los residuos.

Si el modelo elegido era no estacionario (Modelo 2,3 o 4) se proseguía a los criterios de diseños hidrológicos planteados. El criterio de diseño no estacionario se basó en cambiar el enfoque tradicional de periodo de retorno por el enfoque de riesgo hidrológico no estacionario, teniendo como limite la curva de riesgo estacionario.

Como caso de estudio se analizó el dique del municipio Calamar departamento del Bolívar para un periodo de retorno y vida útil de 50 años, para el cual se cuenta con los niveles máximos anuales de la estación del IDEAM. Los resultados mostraron una diferencia de 24 cm entre la cota determina por el enfoque tradicional y el criterio de diseño no estacionario y que ambos resultados son mayores a la cota corona actual de la estructura.

Por último, para efectos de comprobación del modelo se crearon escenarios hipotéticos para las 4 alternativas analizadas. Los resultados demostraron que el modelo es efectivo en la detención de series no estacionarias y que se puede aplicar el concepto el criterio de diseño proyectado.

2. INTRODUCCIÓN

Durante décadas el estudio de las series de tiempos de valores extremos en hidrología se ha basado en la hipótesis de estacionariedad, esto conllevó a que se adoptara un procedimiento práctico para la planificación y gestión del recurso hídrico (Diseño de estructuras hidráulicas, estudios de inundaciones, etc.).

Este documento contiene las principales investigaciones para tratar la no estacionariedad en la serie de tiempos de variables hidrológicas, en las investigaciones se encuentran los conceptos de periodo de retorno y riesgo para condiciones no estacionarias y de la misma manera diferentes métodos para el análisis de frecuencia en escenarios no estacionarios.

En el presente trabajo se presenta una metodología para el diseño hidrológico de diques teniendo en cuenta condiciones no estacionarias. El diseño hidrológico se basa en tener como criterio de diseño, el estimar la cota del dique en función del riesgo hidrológico no estacionario teniendo como límite la curva de riesgo estacionario para periodo de retorno y vida útil establecidos.

Los resultados muestran la capacidad de los modelos para detectar la no estacionariedad y la ventaja del criterio de diseño de delta de riesgo haciendo inversiones menores a corto plazo que cumplen con los riesgos establecidos teniendo en cuenta los cambios monotónicos en los parámetros de las diferentes distribuciones en el tiempo.

2.1 JUSTIFICACIÓN

Históricamente la estacionariedad ha tenido gran aceptación en la comunidad científica, ya que diversos fenómenos se han podido analizar de manera práctica mediante esta hipótesis.

En la hidrología se analiza los eventos asumiendo la estacionariedad en las series de tiempo. Sin embargo, en investigaciones recientes se han evidenciado cambios significativos en variables hidrológicas como: temperatura, caudales, oleajes, etc. Gran parte de la comunidad científica ha llamado a este fenómeno como cambio

climático y se le atribuye el aumento de la frecuencias de algunos fenómenos como: inundaciones, sequías, derretimientos de los casquetes e incendios forestales. Debido a lo anterior algunos autores han declarado el colapso de la hipótesis de estacionariedad y recomiendan que se propongan métodos para tener en cuenta el cambio en media y varianza de las variables hidrológicas en el diseño de estructuras hidráulicas (Poveda & Álvarez, 2012).

Los diques son estructuras hidráulicas que sirven para la protección de zonas inundables generalmente urbanas; el diseño se basa en la determinación de la altura, la cual corresponde a un nivel de protección (asociado a un periodo de retorno) más un borde libre. La no estacionariedad conduce a que la probabilidad de excedencia ligada al nivel de protección cambie con el tiempo, por lo que el concepto de periodo de retorno no tiene validez y conlleva a que se deban replantear los criterios de diseño.

2.2 OBJETIVOS

2.2.1 OBJETIVOS GENERAL

- Proponer una metodología de diseño hidrológico para niveles máximos en ríos con condiciones no estacionarias.

2.2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- Analizar y determinar la existencia de cambios en los parámetros de las distribuciones de probabilidad (media y varianza) realizando regresiones lineales de los parámetros con el modelo GAMLSS.
- Definir criterios de diseño para condiciones no estacionarias.

2.3 ALCANCES

- La metodología de diseño se basa en el análisis de niveles máximos anuales.
- Como caso de estudio se analizará el río Magdalena en el sector de Calamar, el cual cuenta con una estación con un número aceptable de mediciones.
- La programación se hará en el software estadístico R.

- Los análisis de las distribuciones de probabilidad se harán por medio de regresiones lineales de los parámetros, por ende los cambios en media y varianza serán monotónicos.

3. FUNDAMENTOS TEÓRICOS

3.1 MARCO TEÓRICO

En este capítulo se presenta el marco teórico de los conceptos, metodologías y análisis estadísticos necesarios para abarcar esta investigación.

En primera medida se describe el análisis de frecuencia estacionario de eventos extremos, método que permite determinar la magnitud de las variables hidrológicas asociadas a diferentes periodos de retornos.

Además, teniendo en cuenta que para este estudio se ha tomado como análisis los diques, se detalla acerca de los principales aspectos de estas estructuras hidráulicas.

Por último, se realiza una descripción del análisis de series de tiempo, dado que es utilizado para la creación de escenarios sintéticos.

3.1.1 ANALISIS DE FRECUENCIAS ESTACIONARIO

El análisis de frecuencia, es el procedimiento mediante el cual se estima la magnitud y frecuencia (probabilidad de ocurrencia) de los eventos hidrológicos (Monsalve, 2008). En el diseño de estructuras hidráulicas es de suma importancia determinar la probabilidad de ocurrencia de los eventos para poder tomar decisiones en cuanto a las dimensiones y características de las obras a proyectar, de allí la importancia del análisis de frecuencias en el diseño de estructuras como los diques.

El análisis de frecuencia se aplica para diferentes variables hidroclimáticas como precipitaciones, caudales, niveles, olas, etc. El procedimiento consiste en ajustar los datos a distribuciones de probabilidad (Chow et al, 1994), al efectuar este análisis se asumen las siguientes suposiciones.

- Las variables son aleatorias e independientes.
- Los procesos son estacionarios, media y varianza no cambian con el tiempo.
- Los parámetros de las distribuciones se obtienen de la muestra.

En el análisis de frecuencia el propósito final es establecer las magnitudes de las variables hidrológicas para diferentes periodos de retorno.

El periodo de retorno es el valor esperado del tiempo entre excedencias en el cual la variable es igualada o excedida y se obtiene con la siguiente expresión:

$$T = \frac{1}{P(X \geq x)}$$

Donde:

$P(X \geq x)$: Probabilidad de excedencia anual.

Otro parámetro importante para el diseño es el riesgo hidrológico, que se define como la probabilidad de que un evento sea excedido una vez durante n años.

$$R = 1 - [1 - P(X \geq x)]^n$$

Donde:

n : Número de años o vida útil de la obra.

A continuación se presentan las distribuciones de probabilidad más utilizadas en el análisis de frecuencias.

DISTRIBUCIÓN NORMAL

Es una distribución simétrica, la función de densidad de probabilidad está definida por la siguiente ecuación.

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)}$$

Donde σ y μ son los parámetros de localización (media) y escala (desviación est).

DISTRIBUCIÓN LOGNORMAL

Es una distribución de probabilidad en la que los logaritmos de los datos se encuentran normalmente distribuido. La función de densidad se presenta a continuación.

$$f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{\left(-\frac{(y-\mu_y)^2}{2\sigma_y^2}\right)}; y = \log x$$

Donde σ y μ son la desviación y media de los logaritmos.

DISTRIBUCIÓN GAMMA

La distribución gamma tiene la siguiente función de densidad:

$$f(x) = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x}$$

Donde $\gamma(\mathbf{a}, \mathbf{p})$ contiene el parámetro de forma a y de localización p .

DISTRIBUCIÓN WEIBULL

La distribución Weibull también llamada tipo II tiene la siguiente función de densidad:

$$f(x) = \frac{\delta}{\eta} \left(\frac{x}{\eta}\right)^{\delta-1} \exp\left(-\left(\frac{x}{\eta}\right)^\delta\right); x > 0$$

Donde η y δ , son los parámetros de escala y forma respectivamente.

DISTRIBUCIÓN GUMBEL

También llamada distribución tipo I, tiene la siguiente función de densidad:

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} e^{\left[-\frac{x-\mu}{\alpha} - e^{\left(-\frac{x-\mu}{\alpha}\right)}\right]}$$

Donde α y μ son los parámetros de escala y localización.

DISTRIBUCIÓN LOGISTIC

La distribución logística es una de las utilizadas en el medio, existe también un tipo de regresión llamada regresión logística. La función de densidad se presenta a continuación:

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} e^{\left[\frac{-x-\mu}{\sigma} \right]} \left(1 + e^{\left[\frac{-x-\mu}{\sigma} \right]} \right)^{-2}$$

Donde σ y μ son los parámetros de escala y localización.

DISTRIBUCIÓN PERSON TIPO III

Describe la probabilidad de ocurrencia de un evento en un tiempo. También llamada distribución Gamma 3 parámetros, tiene la siguiente función de densidad.

$$f(x) = \frac{\lambda^\beta (x - \varepsilon)^{\beta-1} e^{-\lambda(x-\varepsilon)}}{\Gamma(\beta)}$$

La estimación de los parámetros de las distribuciones se realiza mediante los siguientes métodos (Chow et al., 1994; Kite, 1977): método de los momentos, método de máxima verosimilitud, mínimos cuadrados y gráficas.

Una vez estimados los parámetros es necesario seleccionar la distribuciones que se ajustan que mejor describen a los datos y esto obedece a un análisis llamado prueba de bondad de ajuste. Las pruebas de bondad de ajuste tiene como fin establecer si existe una diferencia estadísticamente significativa entre los datos y las distribuciones de probabilidad (Benjamin & Cornell, 1981; Rivano, 2004)

La prueba más utilizada es la de Chi-cuadrado, propuesta en 1900 por Karl Pearson. Para emplear la prueba se debe dividir los datos en un número de intervalos de clase. Luego se calcula estadístico D:

$$D = \sum_{i=1}^k (\theta_i - \varepsilon_i)^2 / \varepsilon_i$$

Donde:

θ_i : Número de eventos en el intervalo i

ε_i : Número esperado de evento

$$\varepsilon_i = n[F(S_i) - F(I_i)]; i = 1, 2, 3, \dots, k$$

Donde:

$F(S_i)$: Función de distribución de probabilidad en límite superior

$F(I_i)$: Función de distribución de probabilidad en límite inferior.

El parámetro D se debe comparar con la variable χ^2 y se acepta si se cumple la siguiente inecuación para un nivel de significancia α :

$$D \leq \chi^2_{1-\alpha, k-1-m}$$

Donde:

χ^2 tiene $k-1-m$ grados de libertad, m es el número de parámetros.

Otra prueba que se utiliza para la bondad de ajuste es la Kolmogorov-Smirnov. Esta prueba consiste en comparar el máximo valor absoluto de la diferencia entre la distribución hipotética $F(X)$ y la observada $F_o(X)$.

$$D = \max|F(X) - F_o(X)|$$

Para aceptar una distribución se debe cumplir lo siguiente:

$$D < d(n, \alpha)$$

Donde:

n : Número de datos, α : Nivel de significancia.

3.1.2 DIQUES

Los diques son muros de contención naturales o artificiales que funcionan principalmente como protección contra inundación costera o fluvial, también se

utilizan para el almacenamiento de agua, formación de lagos artificiales, control de sedimentos, entre otros aspectos.

Los diques naturales están conformados por los depósitos de los cuerpos de agua (ríos, mares, lagos, etc.) en las márgenes de los mismos. En los ríos, los diques naturales se forman después de muchas crecientes donde el canal se desborda y se va creando un deposito progresivo del sedimento en las orillas (Ver figura 3-1).

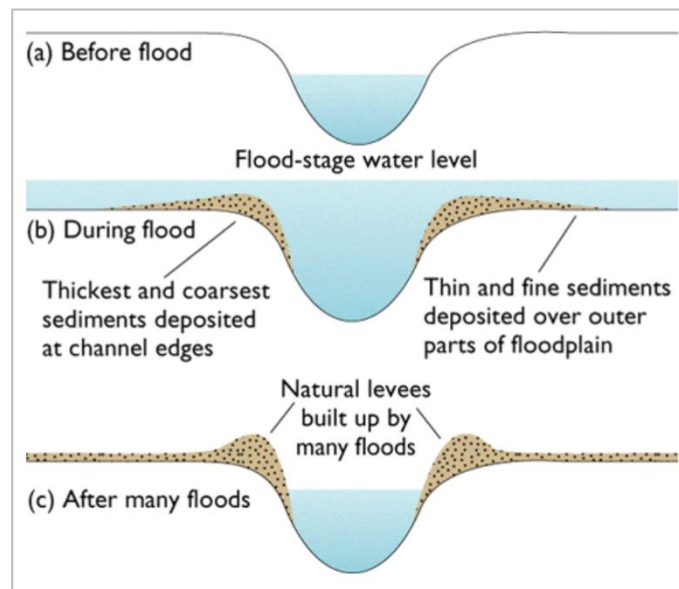


Figura 3-1. Formación diques naturales. Fuente: Rogers, 2009.

Los diques artificiales son diseñados y construidos por el hombre, tienen una estructura geométrica definida y por lo general están conformados por tierra.

El diseño hidrológico de diques se fundamenta en determinar la altura de la estructura, la cual está conformada por dos valores: el nivel de agua asociado a un periodo de retorno (Nivel de protección) y el borde libre como se observa en la Figura 3-2.

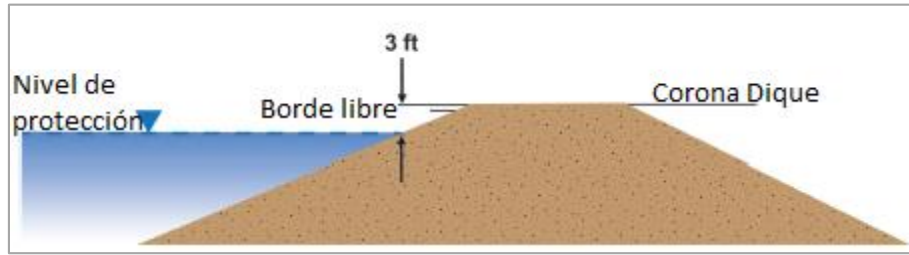


Figura 3-2. Esquema diseño de dique. Fuente: State of California, 2012.

El nivel de protección está asociado con el nivel de agua esperado para el evento de diseño que suele adoptarse como 100 años. El nivel de protección se determina mediante un análisis de frecuencia bajo el supuesto de estacionariedad, mientras que el borde libre es tomado por unos como un valor constante (por ejemplo 1m), por otros como la altura necesaria para un evento de mayor magnitud como el evento de los 200 años (State of California, 2012).

En contexto no estacionario los parámetros de la distribución de probabilidad de la variable hidrológica cambian en el tiempo. Lo anterior implica que si se analizan niveles máximos como en el caso de diques, la probabilidad de excedencia relacionada con el nivel de diseño tiende a aumentar en el tiempo haciendo más vulnerable a la estructura Figura (3-3), por lo que se ve la necesidad de replantear los criterios de diseño hidrológico.

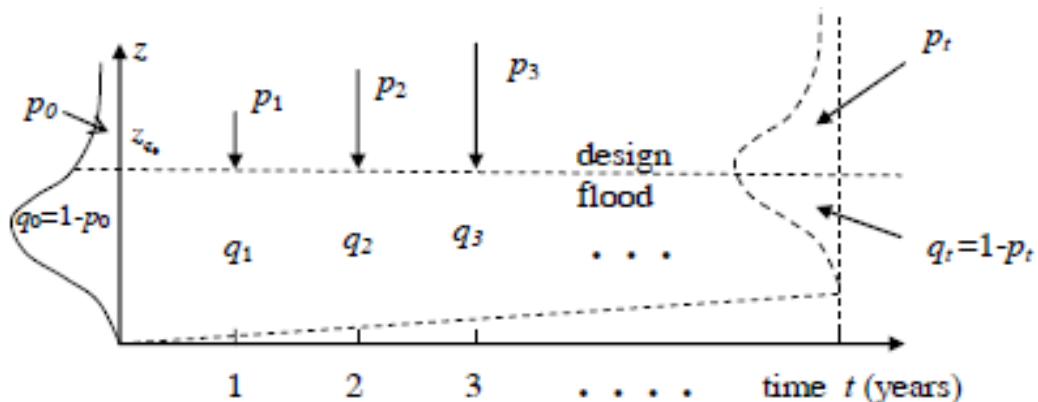


Figura 3-3. Escenario no estacionario entre la función de densidad y el nivel de diseño. Fuente: (Salas, Asce, Obeysekera, & Asce, 2014).

Cabe resaltar que el diseño de dique no solo se centra en la determinación de la altura, existen diversos factores que se deben tener en cuenta en el diseño de diques que están por fuera del alcance de la investigación. A continuación se presentan los componentes más importantes para el diseño integral de diques según Colorado Water Conservation Board (CWCB, 2006):

- Caudales o niveles para distintos periodos de retorno, duración de eventos.
- Velocidades del flujo.
- Altura de dique (Nivel de protección + borde libre).
- Opening clouseres (Culverts, etc)
- Drenaje interior.
- Protección contra erosión.
- Fundaciones y estabilidad.
- Filtraciones.
- Operación y mantenimiento.

Se puede observar que los factores antes mencionados, están directamente relacionados con las posibles causas de fallas de la estructura, por ende los diques pueden fallar por diferentes mecanismos, estas causas se pueden clasificar en estructurales, fuerzas hidráulicas y degradación de la superficie (Borgne, 2006). A continuación se ilustra en las siguientes imágenes las diversos tipos de fallas.

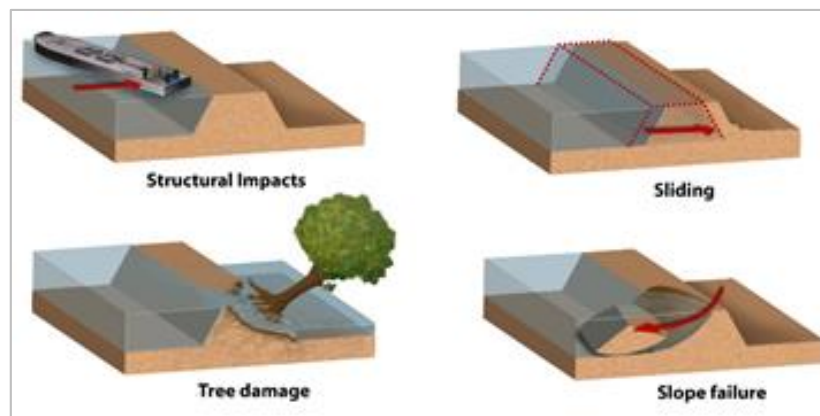


Figura 3-4. Fallas estructurales. Fuente: Deretsky, 2006.

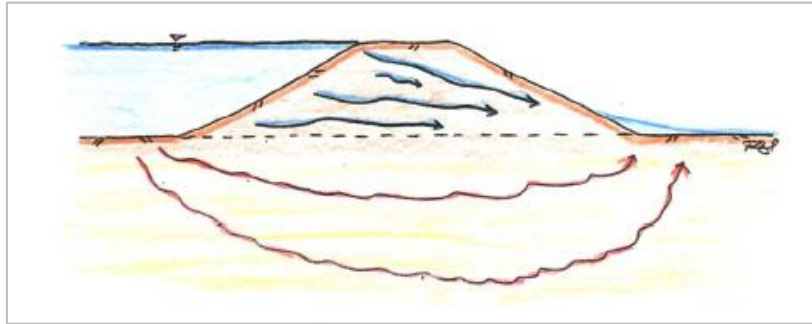


Figura 3-5. Filtración inferior, erosión interna y tubificación. Fuente:(Borgne, 2006).

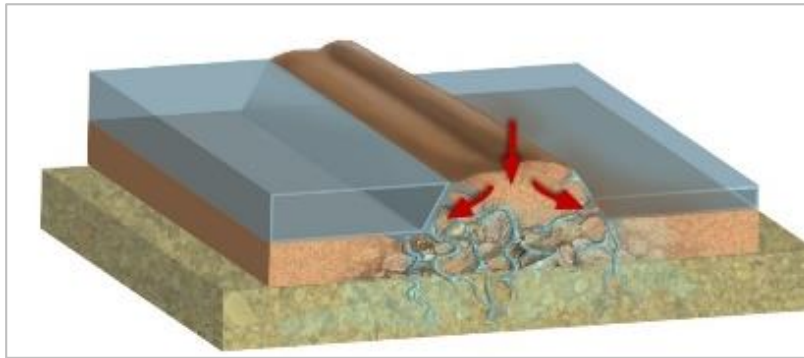


Figura 3-6. Licuefacción. Fuente:(Deretsky, 2006).

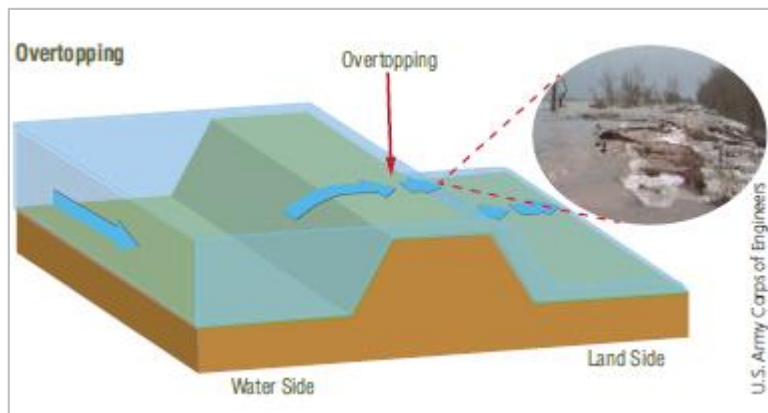


Figura 3-7. Desbordamientos. Fuente: ASCE, 2010.

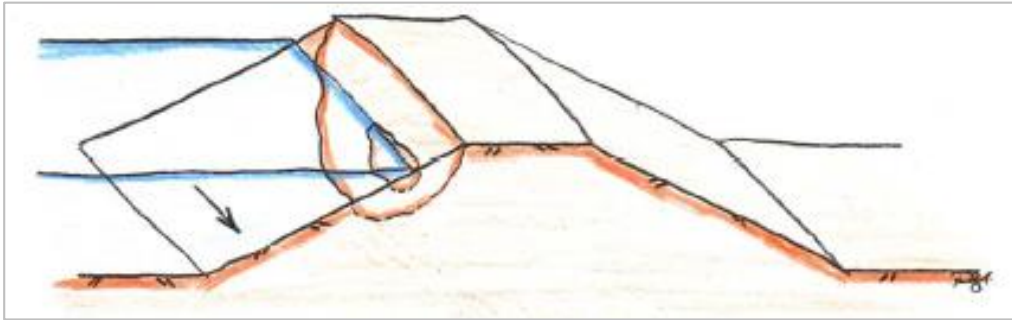


Figura 3-8. Erosión de la superficie. Fuente: Borgne, 2006.

Teniendo en cuenta los factores antes expuestos, es preciso resaltar que la tesis se centró en el diseño hidrológico bajo condiciones no estacionarias para disminuir el riesgo del desbordamiento del dique.

3.1.3 SERIES DE TIEMPO

Una serie de tiempo es una sucesión cronológica de valores de una variable. Las series de tiempo presentan cuatro componentes: tendencia, variaciones estacionales, variaciones climáticas y aleatorias.

Las series temporales se pueden clasificar en estacionarias y no estacionarias; las estacionarias son aquellas que la media y varianza son constante en el tiempo. Las no estacionarias son aquellas que presentan un patrón de tendencia (cambio en la media) y variabilidad (Villavicencio, 2010).

3.1.3.1 MODELOS AUTOREGRESIVOS AR (p)

Los modelos autoregresivos son aquellos en que los que las variables son predecibles en función de las observaciones anteriores más un término de aleatoriedad. El modelo está dado por la siguiente expresión:

$$X_t = \varphi_1 X_{t-1} + \varphi_2 X_{t-2} + \dots + \varphi_p X_p + a_t$$

El modelo más simple es el AR(1):

$$X_t = \varphi_1 X_{t-1} + a_t$$

Donde a_t es un proceso de ruido blanco con media 0 y varianza constante, φ_1 es el parámetro auto regresivo. El modelo AR(1) es estacionario si $|\varphi_1| < 1$ (Villavicencio, 2010).

3.1.3.2 MODELOS MEDIA MOVIL MA (q)

Este modelo describe que el valor actual de la serie puede predecirse por una fuente externa. El modelo MA(q) está dado por la siguiente expresión:

$$X_t = a_t - v_1 a_{t-1} - v_2 a_{t-2} - \dots - v_q a_{t-q}$$

El proceso más conocido es el MA(1)

$$X_t = a_t - v_1 a_{t-1}$$

El cual es siempre estacionario.

3.1.3.3 MODELOS AUTOREGRESIVOS DE MEDIA MOVIL ARMA (p,q)

Algunos modelos pueden presentar características de los modelos mencionados anteriormente, por lo cual se le denominan modelos ARMA. La expresión matemática que describe a estos procesos es la siguiente:

$$X_t = \varphi_1 X_{t-1} + \varphi_2 X_{t-2} + \dots + \varphi_p X_p + a_t - v_1 a_{t-1} - v_2 a_{t-2} - \dots - v_q a_{t-q}$$

3.1.3.4 MODELOS AUTO REGRESIVOS INTEGRADOS DE MEDIA MOVIL ARIMA (p,q,d)

Los modelos antes analizados anteriormente son estacionarios o en otras palabras su análisis se basa en el supuesto de estacionariedad. Las series que se analizan con los procesos ARIMA, presentan un patrón de tendencia o variabilidad en los datos, por consiguiente se recomienda que se debe diferenciar d veces hasta hacerla estacionaria o hacerle un tipo de transformación y luego poder analizarla como un proceso ARMA (Arce, 2010).

También existen los modelos cíclicos o estacionales, son aquellos que se caracterizan por oscilaciones cíclicas o estacionales. Las variaciones estacionales se superponen algunas veces a la tendencia. Para estos casos, la expresión del

modelo es $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)E$, se establece que se tiene un modelo con tendencia y estacional cada E periodos (Arce, 2010).

En el presente trabajo se utilizó los modelos anteriores para la creación escenarios sintéticos del caso de estudio, en el capítulo de resultados se explicaran con mayor detalle el análisis de series de tiempo.

3.2 ESTADO DEL ARTE

En este subcapítulo se realizó una compilación de los últimos trabajos que abarcaron la hidrología no estacionaria.

La no estacionariedad en las variables hidrológicas se evidencia a través de los cambios sistemáticos que presentan las mediciones en media o varianza. Como la inferencia estadística juega un papel importante en el análisis hidrológico y por ende en el diseño de estructuras hidráulicas, en los últimos años se han realizado diversas investigaciones para abarcar la no estacionariedad en el análisis de frecuencia.

3.2.1 PERIODO DE RETORNO Y RIESGO INHERENTE NO ESTACIONARIOS.

En un escenario estacionario, el periodo de retorno es el recíproco de la probabilidad excedencia ($1/P$). Esta definición da como resultado dos interpretaciones de periodos de retornos; la primera interpretación es: El periodo de retorno es el tiempo de espera estimado en m años hasta la excedencia de un evento. La segunda definición de periodo de retorno es que el número de eventos de excedencia en m años es 1 (Cooley, 2013).

La diferencia principal entre la condición estacionaria y no estacionaria, es que en la segunda la probabilidad de excedencia varía en el tiempo, lo que incide directamente en la determinación del periodo de retorno. Por ejemplo, en la figura 3-9 (a) se puede observar que la probabilidad de excedencia del caudal de diseño permanece constante en el tiempo lo que indica que el fenómeno es estacionario y por lo tanto es aplicable el concepto de periodo de retorno como el recíproco de la probabilidad de excedencia toda vez que esta no cambia en el tiempo. Sin embargo,

en la figura 3-9(b) no se puede aplicar la ecuación tradicional de periodo de retorno ya que la probabilidad de excedencia del caudal de diseño varía con el tiempo.

Lo anterior ha conllevado a que diversos autores extiendan las definiciones de periodos de retornos y riesgo inherente al escenario no estacionario. A continuación se establece los conceptos de periodos de retorno y riesgo no estacionarios recopilados de varias investigaciones, que pueden ser aplicables al diseño de estructuras hidráulicas como los diques.

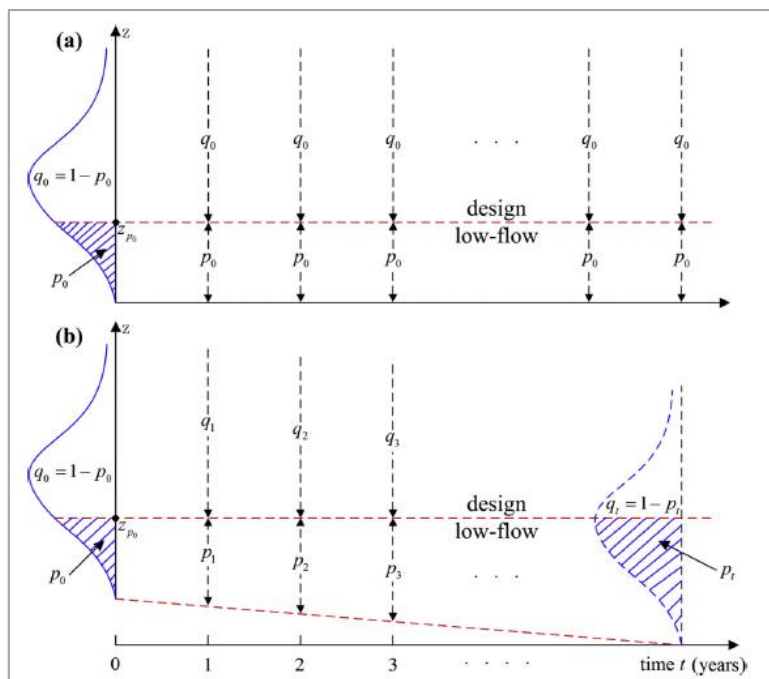


Figura 3-9. Probabilidades de excedencia constante (a) y variante en el tiempo (b).

Fuente: Du et al., 2015

- **Periodo de retorno no estacionario como el tiempo de espera.**

En condiciones estacionarias, se puede denotar a X como la variable aleatoria que representa el año de la primera excedencia. Lo anterior se describe con la distribución de probabilidad geométrica:

$$f(x) = P(X = x) = P_0(1 - P_0)^{x-1}$$

Donde:

P_0 : Es la probabilidad de excedencia constante el tiempo

El valor esperado de esta distribución es el periodo de retorno que se ilustra a continuación:

$$E(X) = T_{estacionario} = \sum_{x=1}^{\infty} xf(x) = 1/P_0$$

Sin embargo en contexto no estacionario la probabilidad de excedencia aumenta o disminuye en el tiempo. Olsen et al. (1998) propuso un ajuste de la distribución geométrica considerando la no estacionariedad, la cual se presenta a continuación:

$$f(x) = P_x \prod_{t=1}^{x-1} (1 - P_t)$$

Observe que si la probabilidad de excedencia es constante, esta ecuación es igual a la presentada para la condición estacionaria. El valor esperado de esta distribución representa el tiempo de espera estimado para la primera excedencia bajo no estacionariedad.

$$E(X) = T_{no\ estacionario} = \sum_{x=1}^{\infty} xf(x) = 1 + \sum_{x=1}^{\infty} \prod_{t=1}^x (1 - P_t)$$

La solución de estas ecuaciones necesita el empleo de metodologías y herramientas computacionales debido a su complejidad.

Algunos autores han realizado diferentes análisis bajo esta metodología, en los resultados se observa que los periodos de retornos difieren en gran medida con respecto al caso estacionario (Cooley, 2013; Du et al., 2015; Olsen et al., 1998; Salas et al., 2014). Salas et al (2014) analizaron los caudales máximos de la cuenca del río Aberjona en Boston y la cuenca urbana Little Sugar Creek en Charlotte (Salas et al., 2014; Villarini et al., 2009) con la extensión de la distribución de eventos

extremos presentada por Coles (2001) con la ayuda de la herramienta extremes desarrollada en R (Gilleland & Katz, 2011).

- **Periodo de retorno no estacionario como número esperado de excedencia.**

La otra definición de periodo de retorno es que el número esperado de eventos en m años es 1, la extensión de esta definición en el caso no estacionario ha sido desarrollada en recientes investigaciones (Cooley, 2013; Du et al., 2015; Parey et al., 2010).

Si se denota M como la variable aleatoria que representa el número de excedencia en T años, entonces M sigue una distribución binomial (Cooley, 2013; Du et al., 2015). Bajo condiciones estacionarias se tiene:

$$f(m) = P(M = m) = \binom{T}{m} P_0^m (1 - P_0)^{T-m}$$

El valor esperado de M es 1, por consiguiente:

$$E(M) = \sum_{t=1}^T P_0 = TP_0 = 1$$

De aquí se observa que el periodo de retorno es:

$$T = 1/P_0$$

Sin embargo bajo condiciones no estacionarias, M no sigue una distribución binomial dado que la probabilidad de excedencia cambia en el tiempo (Cooley, 2013), por lo tanto el número de eventos esperado es representado por:

$$E(M) = \sum_{t=1}^T E[I(Z_t < Z_{p_0})] = \sum_{t=1}^T P(Z_t < Z_{p_0}) = \sum_{t=1}^T F_Z(Z_{p_0}, \theta_t)$$

$$E(M) = \sum_{t=1}^T P_t$$

Recordando que el valor esperado de M es 1, tenemos

$$\sum_{t=1}^T P_t = 1$$

- **Riesgo bajo hidrología no estacionaria**

De los criterios de diseño de estructuras hidráulicas más importante es el riesgo hidrológico, dado que involucra el periodo de vida útil de la obra. En el contexto estacionario se calcula con la siguiente expresión:

$$R = 1 - (1 - P_0)^n$$

Si la probabilidad de excedencia cambia en el tiempo, entonces el exponente se cambia por el multiplicador tal como se muestra a continuación (Salas et al., 2014).

$$R = 1 - \prod_{t=1}^n (1 - P_t)$$

3.2.2 VARIACIÓN DE LOS PARAMETROS DE LA DISTRIBUCIÓN GUMBELL Y LOG-PEARSON TIPO III POR VENTANA MOVIL.

La variación de los momentos de las distribuciones de probabilidad, son de los aspectos más analizados en el contexto de hidrología no estacionaria. He et al (2006) propusieron una metodología para el análisis de frecuencia de 10 estaciones en el sur de Alemania.

El método consiste en realizar regresiones lineales y logísticas de los parámetros de las distribuciones Gumbel y Log-Pearson tipo 3 por medio de ventana móvil. Se analizan 3 modelos para cada caso, en el primero la varianza permanece constante y la media cambia en el tiempo, el segundo donde la varianza cambia y la media es constante y el último los dos parámetros cambian en el tiempo. Para todos los análisis se tomó como ventana de tiempo 30 años, a continuación se presenta en una tabla los modelos propuestos.

Distribution Type	Parameter functions	Parameters to estimate
Gumbel Distribution: $F(x) = \exp\left(-\exp\left(-\frac{x-X_0}{\lambda}\right)\right)$		
GD I	$\lambda = \text{constant}; X_0(t) = at + b$	$\lambda \ a \ b$
GD II	$\lambda(t) = \lambda_{\min} + \frac{\lambda_{\max} - \lambda_{\min}}{1 + c_{\lambda} \cdot \exp(-d_{\lambda} \cdot t)}$ $(\lambda(t) > 0)$ $X_0 = \text{constant}$	$c_{\lambda} \ d_{\lambda} \ X_0$
GD III	$\lambda(t) = \lambda_{\min} + \frac{\lambda_{\max} - \lambda_{\min}}{1 + c_{\lambda} \cdot \exp(-d_{\lambda} \cdot t)}$ $(\lambda(t) > 0)$ $X_0(t) = at + b$	$a \ b \ c_{\lambda} \ d_{\lambda}$
Log Pearson 3 Distribution: $F(x) = \int_{X_0}^x \frac{(\ln u - X_0)^{r-1}}{u \cdot \lambda^r \cdot \Gamma(r)} \exp\left(-\frac{\ln u - X_0}{\lambda}\right) du$		
PD I	$\lambda = \text{constant}; r = \text{constant}; X_0(t) = at + b$	$\lambda \ a \ b$
PD II	$\lambda(t) = \lambda_{\min} + \frac{\lambda_{\max} - \lambda_{\min}}{1 + c_{\lambda} \cdot \exp(-d_{\lambda} \cdot t)}$ $(\lambda(t) > 0)$ $X_0 = \text{constant}, r = \text{constant}$	$c_{\lambda} \ d_{\lambda} \ X_0 \ r$
PD III	$r(t) = r_{\min} + \frac{r_{\max} - r_{\min}}{1 + c_r \cdot \exp(-d_r \cdot t)}$ $(r(t) > 0)$ $X_0 = \text{constant}, \lambda = \text{constant}$	$c_r \ d_r \ X_0 \ \lambda$

Tabla 3-1. Modelos establecidos para Gumbel y Log-Pearon 3. Fuente He et al., 2006.

La elección de los modelos se basó en realizar pruebas de tendencias significativas a los valores medios obtenidos de las ventanas móviles de cada parámetro., los autores realizaron ventana móvil de 30 años ajustando los datos a una distribución Gumbel.

De estos métodos se puede concluir que son aplicables a un análisis no estacionario, sin embargo hay algo importante que se debe abarcar y es que la ventana movil no se puede elegir arbitrariamente (30 años) sino por un significancia estadística.

3.2.3 DISTRIBUCIONES DE VALORES EXTREMOS EN SERIES NO ESTACIONARIAS.

Coles (2001) propuso una metodología para describir la no estacionariedad en términos de la distribución de valores extremos (GEV) que luego amplió en estudios posteriores (Coles & Davison, 2008):

$$G(x; \mu, \sigma, \xi) = \exp \left\{ - \left[1 + \xi \left(\frac{x - \mu}{\sigma} \right) \right]^{-1/\xi} \right\}$$

Donde:

μ : Parámetro de localización

σ : Parámetro de escala

ξ : Parámetro de forma, $\xi = 0$ Dist. Gumbel, $\xi > 0$ Dist. Fréchet, $\xi < 0$ Dist. Weibull

La metodología propone los siguientes modelos:

- Parámetro de localización variando en el tiempo. $G(x; \mu(t), \sigma, \xi)$

Para este modelo se plantearon 4 situaciones de variación de la media en el tiempo, lineal, cuadrática, punto de cambio y covarianza con índices climáticos.

Lineal $\mu(t) = \beta_0 + \beta_1 t$

Cuadrática $\mu(t) = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2$

Punto de cambio $\mu_1 t \leq t_0$ y $\mu_2 t > t_0$

Covariables $\mu(t) = \beta_0 + \beta_1 Y(t)$

- Parámetro de escala variando en el tiempo. $G(x; \mu, \sigma(t), \xi)$

En este modelo se contempla una variación exponencial para asegurar valores positivos de σ respecto a todos los valores de t (Coles, 2001).

$$\sigma(t) = \exp(\beta_0 + \beta_1 t)$$

- Parámetro de forma escala variando en el tiempo. $G(x; \mu, \sigma, \xi(t))$

En principio la metodología contemplaba la variación únicamente de los parámetros de localización y escala, luego en posteriores investigaciones se presentó la variación del parámetro de forma pero como punto de cambio (Coles & Davison, 2008).

$$\xi(t) = \begin{cases} \xi_1, & t \leq t_0 \\ \xi_2 & t > t_0 \end{cases}$$

Los autores también incluyeron los modelos que combinan los 3 anteriores, por ejemplo: $G(x; \mu(t), \sigma(t), \xi(t))$.

La estimación de los parámetros se hace con la función de la máxima verisimilitud.

$$L(\beta) = \prod_{t=1}^m G(z_t; \mu(t), \sigma(t), \xi(t))$$

El diagnóstico del modelo se recomienda gráficamente con una gráfica de probabilidades. A continuación se presenta el caso de estudio de la investigación de referencia.

Esta metodología ha sido una de las utilizadas para el análisis frecuencia de eventos series no estacionarias (Galiatsatou & Prinos, 2014), se han desarrollado algoritmos en software como R que permiten utilizar de manera prácticas este método (Gilleland & Katz, 2011). Sin embargo, al estar restringido este método a la distribución de valores extremos no permite el análisis de aquellos datos que no se ajustan a estos tipos de distribuciones.

3.2.4 ANALISIS DE FRECUENCIA BASADO EN GAMLSS

Los modelos GAMLSS llamados así por su nombre en inglés (Generalized Additive Models for Location, Scale and Shape parameters) permiten modelar estadísticamente los parámetros de las distribuciones (localización, escala y forma) a través de regresiones con variables externas.

Los modelos GAMLSS fueron propuestos por Rigby et al. (2005), En general son modelos de regresiones en los cuales se asume que las observaciones y_i son independientes y tienen una función de densidad de $f(y_i|\theta^i)$ condicional en $\theta^i = (\mu_i, \sigma_i, \nu_i, \tau_i)$ que es un vector con los cuatro parámetros de la distribución, los cuales son función de la variable explicativa que en hidrología no estacionaria pueden ser el tiempo, índices climáticos, macroclimáticos (derivados del ENSO), etc.

De acuerdo a lo anterior, se puede decir que GAMLSS permite modelar todos los parámetros de la distribución de la variable de respuesta y_i por medio de regresiones lineales, no lineales o suavizadas con la variable explicativa.

El modelo utiliza la siguiente formulación semi-paramétrica de GAMLSS para el análisis de frecuencia:

$$g_k(\theta_k) = \eta_k = X_k\beta_k + \sum_{j=1}^{J_k} h_{jk}(x_{jk})$$

Donde g_k es la función monotonica que relaciona los parámetros θ_k con la variable explicativa (el tiempo).

Inicialmente, el modelo contemplaba una cantidad reducida de distribuciones discretas y continuas (Ver figura tabla 3-2) que luego fueron ampliadas cuando desarrollaron el paquete GAMLSS en R por Stasinopoulos et al. (2007) (Ver tabla 3-3).

<i>Number of parameters</i>	<i>Distribution</i>
Discrete, one parameter	Binomial Geometric Logarithmic Poisson Positive Poisson
Discrete, two parameters	Beta-binomial Generalized Poisson Negative binomial type I Negative binomial type II Poisson-inverse Gaussian
Discrete, three parameters	Sichel
Continuous, one parameter	Exponential Double exponential Pareto Rayleigh
Continuous, two parameters	Gamma Gumbel Inverse Gaussian Logistic Log-logistic Normal Reverse Gumbel Weibull
Continuous, three parameters	Weibull (proportional hazards) Box-Cox normal (Cole and Green, 1992) Generalized extreme family Generalized gamma family (Box-Cox gamma) Power exponential family <i>t</i> -family
Continuous, four parameters	Box-Cox <i>t</i> Box-Cox power exponential Johnson-Su original Reparameterized Johnson-Su

Tabla 3-2. Distribuciones empleadas inicialmente por el modelo GAMLSS. Fuente:
Rigby et al., 2005

Distributions	R Name	μ	σ	ν	τ
beta	BE()	logit	logit	-	-
beta inflated (at 0)	BEDI()	logit	log	logit	-
beta inflated (at 1)	BEZI()	logit	log	logit	-
beta inflated (at 0 and 1)	BEINF()	logit	logit	log	log
Box-Cox Cole and Green	BCCG()	identity	log	identity	-
Box-Cox power exponential	BCPE()	identity	log	identity	log
Box-Cox-t	BCT()	identity	log	identity	log
exponential	EXP()	log	-	-	-
exponential Gaussian	exGAUS()	identity	log	log	-
exponential gen. beta type 2	EGB2()	identity	identity	log	log
gamma	GA()	log	log	-	-
generalized beta type 1	GB1()	logit	logit	log	log
generalized beta type 2	GB2()	log	identity	log	log
generalized gamma	GG()	log	log	identity	-
generalized inverse Gaussian	GIG()	log	log	identity	-
generalized y	GT()	identity	log	log	log
Gumbel	GU()	identity	log	-	-
inverse Gaussian	IG()	log	log	-	-
Johnson's SU (μ the mean)	JSU()	identity	log	identity	log
Johnson's original SU	JSUo()	identity	log	identity	log
logistic	LD()	identity	log	-	-
log normal	LOGNO()	log	log	-	-
log normal (Box-Cox)	LNO()	log	log	fixed	-
NET	NET()	identity	log	fixed	fixed
normal	NO()	identity	log	-	-
normal family	NOF()	identity	log	identity	-
power exponential	PE()	identity	log	log	-
reverse Gumbel	RG()	identity	log	-	-
skew power exponential type 1	SEP1()	identity	log	identity	log
skew power exponential type 2	SEP2()	identity	log	identity	log
skew power exponential type 3	SEP3()	identity	log	log	log
skew power exponential type 4	SEP4()	identity	log	log	log
shash	SHASH()	identity	log	log	log
skew t type 1	ST1()	identity	log	identity	log
skew t type 2	ST2()	identity	log	identity	log
skew t type 3	ST3()	identity	log	log	log
skew t type 4	ST4()	identity	log	log	log
skew t type 5	ST5()	identity	log	identity	log
t Family	TF()	identity	log	log	-
Weibull	WEI()	log	log	-	-
Weibull (PH)	WEI2()	log	log	-	-
Weibull (μ the mean)	WEI3()	log	log	-	-
zero adjusted IG	ZAIG()	log	log	logit	-

Tabla 3-3. Distribuciones continuas empleada por GAMLSS en R. Fuente:
 Stasinopoulos et al. 2007

El modelo tiene por defecto para cada parámetro de las distribuciones funciones $g_k(\theta_k)$ tipo: identidad, logarítmica y logística.

En la literatura se pueden encontrar diversas investigaciones sobre hidrología no estacionaria que se han realizado utilizando el modelo GAMLSS (Du et al., 2015; Villarini et al., 2009; Zhang, Yan, Wang, Lu, & Liu, 2015). Du et al. (2015) analizaron las estaciones Huaxian y Xianyang del río Wei de China, en su trabajo presentaron dos situaciones para cada estación; la primera siendo el tiempo la variable explicativa (covariable), la segunda las variables explicativas son las temperaturas y tiempo.

Se puede concluir que esta metodología es una de las más completas para abarcar la no estacionariedad, dado que tiene una amplia gama de distribuciones que se pueden aplicar, además que permite no solo analizar la variabilidad de los parámetros en el tiempo sino también adicionar otras variables.

4. METODOLOGÍA

El diseño hidrológico de diques se esquematiza en la figura 4-1, en el caso estacionario la altura del dique se establece por la suma de las componentes h y borde libre, donde la profundidad h corresponde a la lámina de agua de un evento con probabilidad de excedencia P la cual es constante y el borde libre es definido como la altura adicional que debe tener el dique para eventos de mayor magnitud.

En el caso no estacionario la probabilidad de excedencia cambia en el tiempo y es más complejo la determinación de h , ya que no existen criterios de diseño para estos escenarios. Sin embargo, en este trabajo se presenta una metodología para el diseño de diques en condiciones no estacionarias, donde la profundidad h se determina en función del riesgo hidrológico que dependerá de la curva de riesgo estacionario (RN), curva de riesgo no estacionario (RNE) y de la vida útil (n).

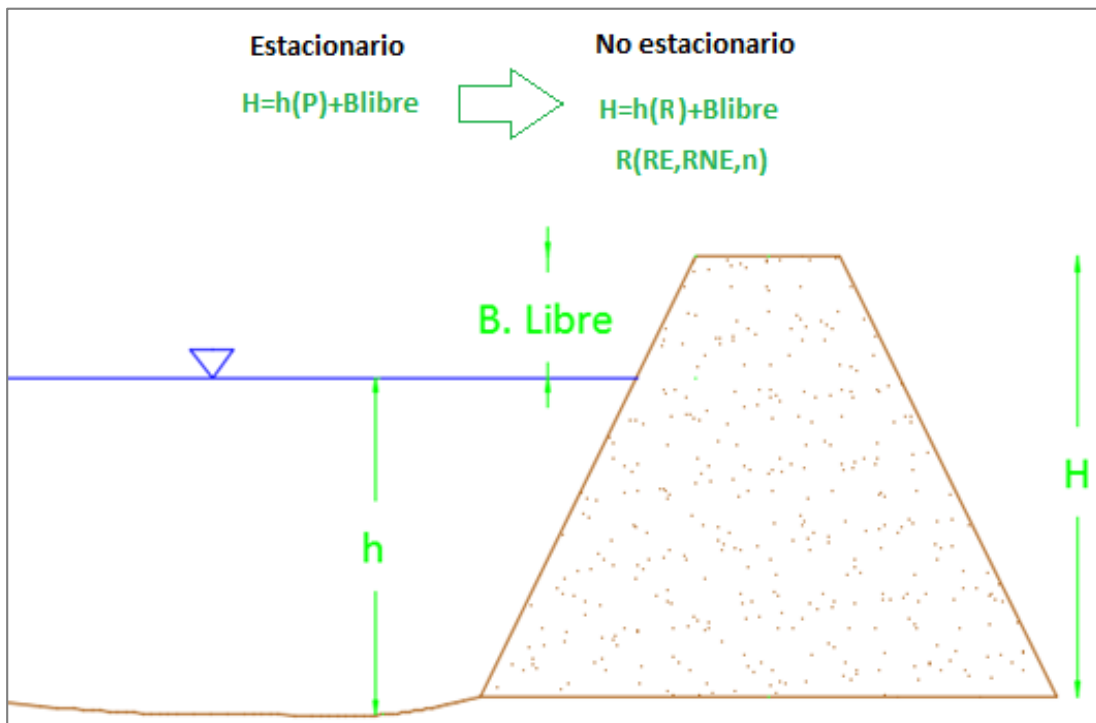


Figura 4-1. Esquema Diseño hidrológico de diques. Fuente: Elaboración propia.

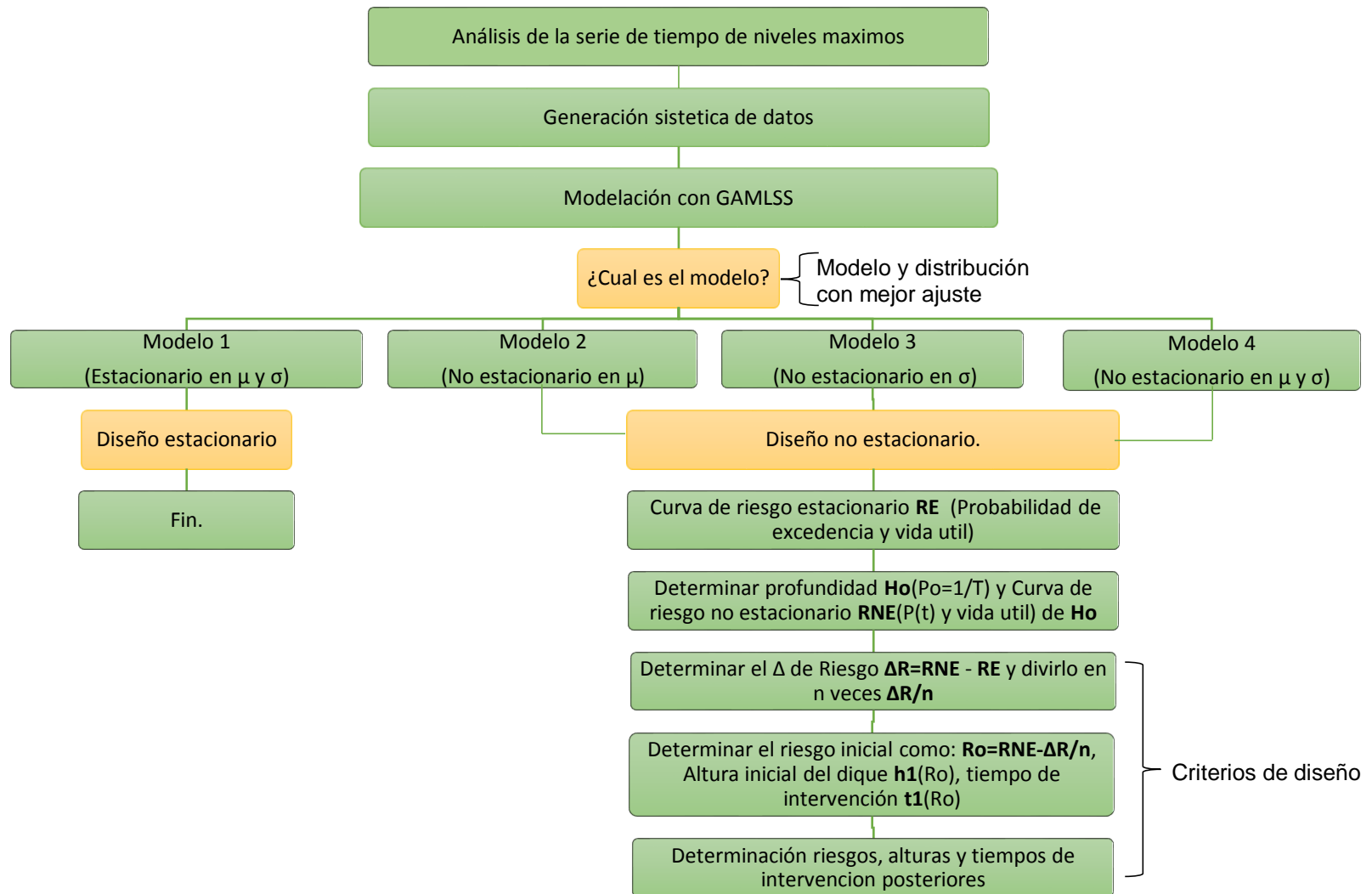


Figura 4-2. Metodología. Fuente: Elaboración Propia

4.1 ANÁLISIS SERIE DE TIEMPO DE NIVELES MÁXIMOS

Se analizará la serie de tiempo de niveles máximos, con el fin de determinar el modelo ARIMA que mejor represente la serie, los siguientes son los criterios de selección:

Índice Akaike Information Criterion (AIC):

$$AIC = -2 \log(ML) + 2(K)$$

Raíz cuadrática media del error RMSE:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n e_t^2}{n}}$$

Porcentaje del error absoluto medio MAPE:

$$MAPE = 100 \frac{\sum_{i=1}^n |e_t / y_t|}{n}$$

Error cuadrático medio MSE:

$$MSE = \frac{\sum_{i=1}^n e_t^2}{n}$$

Error absoluto medio MAE:

$$MAE = \frac{\sum_{i=1}^n |e_t|}{n}$$

El error medio ME:

$$ME = \frac{\sum_{i=1}^n e_t}{n}$$

Entre más pequeños estos valores y cercanos a cero, indicará que el modelo describe mejor la serie de tiempo.

4.2 GENERACIÓN SINTÉTICA DE DATOS

Una vez escogido el modelo ARIMA que mejor se ajusta a los datos, se procede a generar los datos sintéticos para el periodo analizado (casi siempre coincide con la vida útil de la obra). Para este procedimiento se pueden utilizar diversos programas, en esta metodología se recomienda el lenguaje de programación R, toda vez que existe una función para la generación de serie sintética a partir de datos existentes y el modelo ARIMA que se requiera. En los códigos de programación anexos se presenta en mejor detalle este procedimiento.

4.3 MODELACIÓN CON GAMLSS

Los modelos GAMLSS llamados así por su nombre en inglés (Generalized Additive Models for Location, Scale and Shape parameters), permiten modelar las distribuciones de probabilidad con diferentes tipos de no estacionariedad a partir de regresiones en los parámetros.

Las regresiones de los parámetros se harán a partir de los datos de la serie sintética, serán regresiones lineales en función del tiempo. Se utilizaran dos tipos de funciones en las regresiones de los parámetros μ y σ (Tabla 4-1):

Parámetro	Funcion de regresión	Expresión
μ	Identidad	$\mu(t) = b_0 + b_1 * t$
	Log	$\ln \mu(t) = b_0 + b_1 * t$
σ	Identidad	$\sigma(t) = b_0 + b_1 * t$
	Log	$\ln \sigma(t) = b_0 + b_1 * t$

Tabla 4-1. Funciones de regresión. Fuente: Elaboración propia

El package “GAMLSS” disponible en R, permite realizar regresiones lineales para cada parámetro y con ello modela la distribución para cada instante lo que permite determinar el cambio de la probabilidad de no excedencia a través del tiempo (Ver figura 4-3)

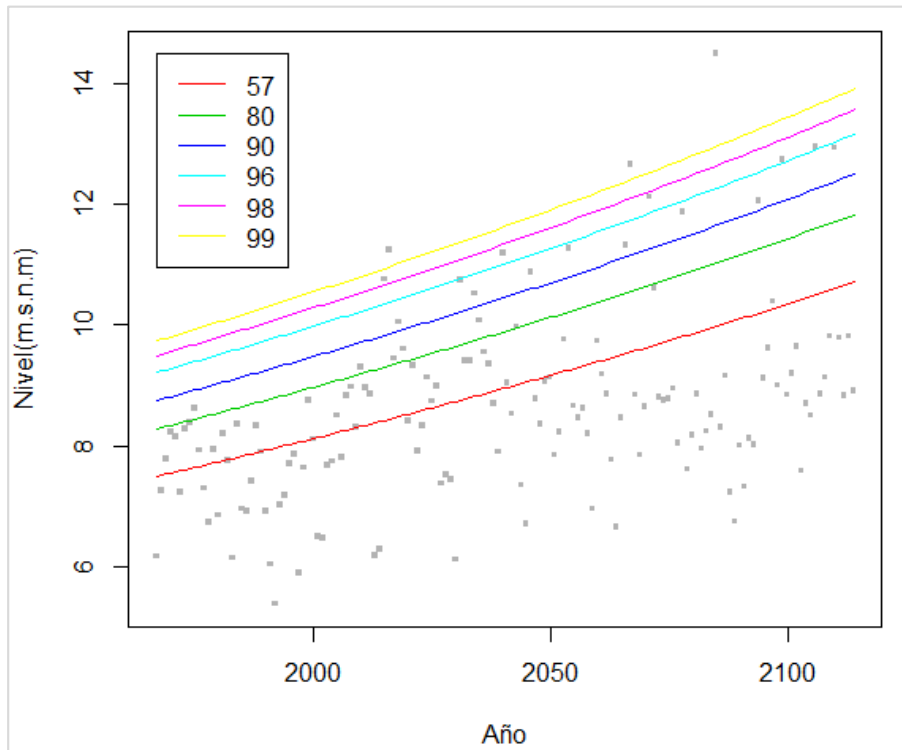


Figura 4-3. Cambio de la probabilidad de no excedencia en el tiempo. Fuente: Elaboración Propia

Las distribuciones de probabilidad que se utilizarán en la modelación son las que se presentan en la tabla 4-2, las funciones de regresión para cada distribución son las recomendadas por el modelo GAMLSS.

Distribución	Función de densidad	Funciones Monotónicas de regresión	
		$g(\mu)$	$g(\sigma)$
Normal	$f_y(y \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}}$	Identidad	Log
Lognormal	$f_y(y \mu, \sigma) = \frac{1}{y\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\log y - \mu)^2}{2\sigma^2}}$	Identidad	Log
Gamma	$f_y(y \mu, \sigma) = \frac{1}{(\mu\sigma^2)^{1/\sigma^2}} \frac{y^{1/(\sigma^2)-1} e^{-y/(\mu\sigma^2)}}{\Gamma/\sigma^2}$	Log	Log
Weibull	$f_y(y \mu, \sigma) = \frac{\sigma y^{\sigma-1}}{\mu} e^{-(y/\mu)^\sigma}$	Log	Log
Gumbel	$f_y(y \mu, \sigma) = (1/\sigma) e^{\left\{-\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right) - e^{-\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)}\right\}}$	Identidad	Log
Logistic	$f_y(y \mu, \sigma) = (1/\sigma) e^{\left\{-\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right) - e^{-\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)}\right\}}$	Identidad	Log

Tabla 4-2. Distribuciones del modelo GAMLSS. Fuente: Elaboración propia

Se analizarán 4 modelos para cada una de las distribuciones, el modelo 1 es el modelo tradicional (estacionario) y los 3 restantes son las diferentes combinaciones que pueden tener los modelos no estacionarios en media y varianza.

MODELOS		
ID MODELO	μ	σ
1	Constante	Constante
2	Varia	Constante
3	Constante	Varia
4	Varia	Varia

Tabla 4-3. Modelos analizados con GAMLSS. Fuente: Elaboración propia.

4.4 ¿CUÁL ES EL MODELO?

La elección del mejor modelo se basará en los siguientes criterios:

- Índice AIC.
- Los coeficientes de las regresiones deben ser estadísticamente significativos para un nivel del 95%.
- La distribución del modelo debe ajustar aceptablemente según la gráfica Worm Plot.
- Los residuos deben seguir una distribución normal.
- **Índice AIC**

En principio un menor índice Akaike Information Criterion (AIC) indicará los modelos que pueden ser elegidos. El AIC se calcula con la siguiente fórmula (Akaike, 1974):

$$AIC = -2 \ln(ML) + 2k$$

Donde ML , es la función de máxima verosimilitud de los modelos y k es el número de parámetros ajustados. Finalmente para la selección con menor AIC, se puede Graficar los AIC como se presenta en la figura 4-4.

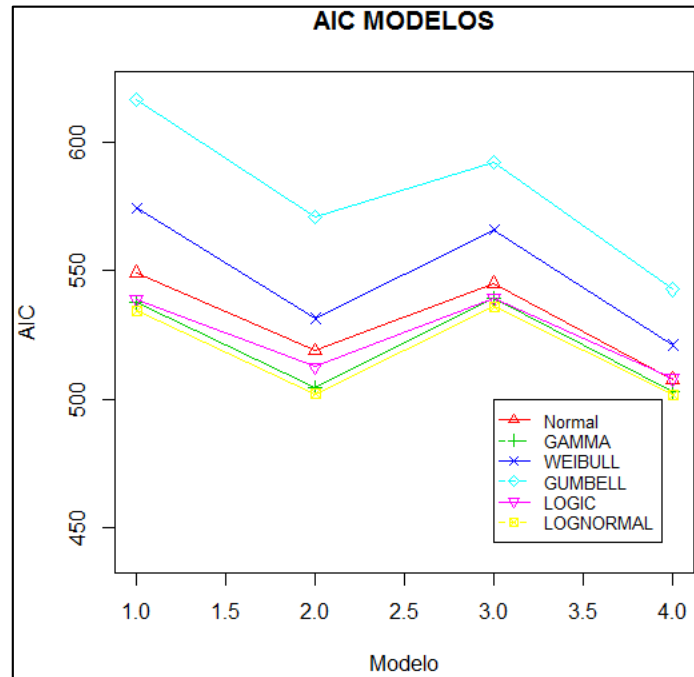


Figura 4-4. Grafico AIC. Fuente: Elaboración propia

- **Significancia estadística de los coeficientes de la regresión.**

Como segunda medida, Es importante determinar si los coeficientes de las regresiones del modelo con menor AIC son estadísticamente significativos, para ello es necesario realizar una prueba T de Student (ver Tabla 4-4).

Para el modelo de la tabla 4-4 las regresiones de los parámetros son las siguientes:

$$\mu(t) = 1.53 + 2.604E^{-4} * t$$

$$\ln \sigma(t) = -5.01 + 1.46E^{-3} * t$$

Si se analiza los coeficientes de la tabla 4-4 con un nivel de significancia del 95%, el intercepto y la pendiente ($b_0 = 1.53$ y $b_1 = 2.604E^{-4}$) del parámetro σ no son estadísticamente significativos lo mismo pasa con el intercepto del parámetro μ , en este caso se debe escoger el siguiente modelo con AIC más bajo y de nuevo evaluar la significancia de los coeficientes.

```

Family: c("LOGNO", "Log Normal")

Call:
gamlss(formula = y ~ x, sigma.formula = ~x, family = LOGNO, data = Hmax)

Fitting method: RS()

-----
Mu link function: identity
Mu Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 1.5039630   0.5163262   2.913  0.00415 **
x            0.0002604   0.0002537   1.027  0.30624
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

-----
Sigma link function: log
Sigma Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -5.019e+00  7.220e-01  -6.951 1.16e-10 ***
x            1.460e-03  4.847e-05  30.128 < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

-----
No. of observations in the fit: 148
Degrees of Freedom for the fit: 4
      Residual Deg. of Freedom: 144
                        at cycle: 3

Global Deviance:      418.9692
      AIC:             426.9692
      SBC:             438.958

```

Tabla 4-4. Prueba T Student Mod 4 Lognormal. Fuente: Elaboración propia

- **AJUSTE DE LOS DATOS A LA DISTRIBUCIÓN.**

Como tercer criterio, se debe determinar si los datos se ajustan a las distribución de probabilidad del modelo seleccionado, para ello se utilizará el grafico Worm (Van Buuren & Fredriks, 2001).

El Grafico Worm, es una representación de los gráficos de probabilidad cuantil-cuantil (Q-Q plots), donde la forma del gusano “Worm” indica que tanto se ajusta los datos al modelo evaluado. En la figura 4-5 se puede observar un ejemplo de un gráfico Worm; si los datos están alineados a la línea roja y por dentro de los intervalos de confianza del 95%(líneas grises discontinuas) se presenta un buen

ajuste, sino, se debe cambiar el modelo y ejecutar los dos procedimientos anteriores.

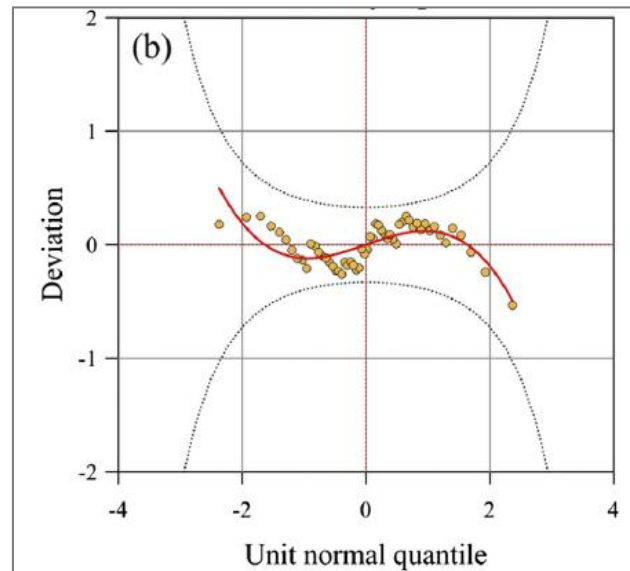


Figura 4-5. Grafico Worm GAMLSS en R. Fuente: Du et al., 2015

- **NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS.**

El cuarto criterio es la normalidad de los residuos, lo cual se puede determinar cualitativamente a través de gráficos de probabilidad de la distribución (Figura4-6) y Cuantitativamente utilizando el coeficiente de correlación Filiben (Filliben, 1975), ambos aspectos disponibles en el package “gamlss” de R.

El índice de correlación Filliben se determina con la siguiente expresión:

$$Fr = Cor(S, B) = \frac{\sum_{i=1}^{\tau} (S_{(i)} - \bar{S})(B_i - \bar{B})}{\sum_{i=1}^{\tau} (S_{(i)} - \bar{S})^2 \sum_{i=1}^{\tau} (B_i - \bar{B})^2}$$

Donde $S_{(i)}$ son los residuales ordenados derivados por $\phi^{-1}[F_z(Z_i, \theta_i)]$, $1 \leq i \leq \tau$ en orden ascendente. ϕ^{-1} , es la función inversa de la distribución normal estándar, τ es la longitud de las observaciones. B_i son las medias de la distribución normal calculas de $\phi^{-1}(b_i)$ (Du et al., 2015).

El coeficiente tiene un rango entre 0 y 1, un valor de F_r más grande que el valor crítico F_α (0.978) indica que los residuos siguen una distribución normal (Du et al., 2015; Filliben, 1975).

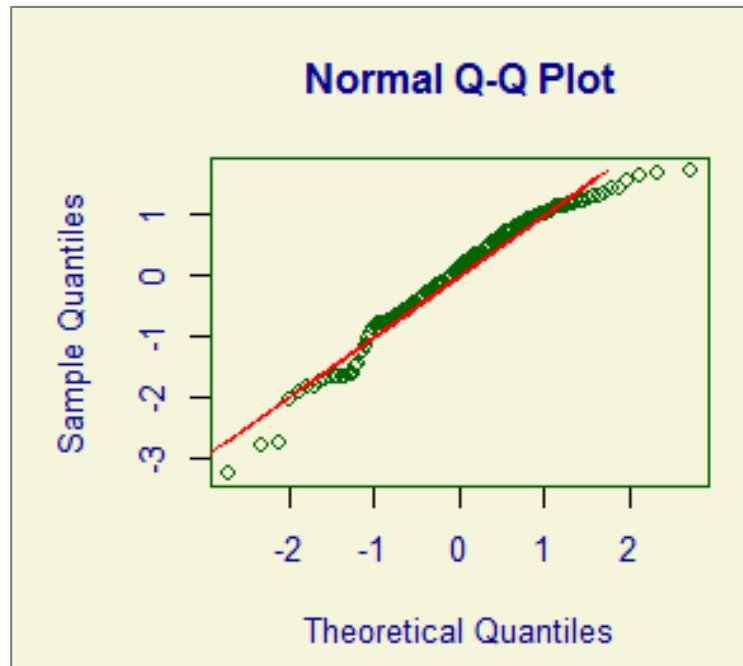


Figura 4-6. Grafico distribución normal de los residuos en R. Fuente: Elaboración propia

Por último, Si el modelo cumple con los 4 criterios expuestos anteriormente y es no estacionario (Modelos 2, 3 o 4) se procede con la metodología proyectada, de lo contrario el modelo es estacionario y se debe realizar el diseño con los criterios tradicionales.

4.5 DISEÑO NO ESTACIONARIO.

Luego de la elección del modelo no estacionario (2,3 o 4) se procede hacer el diseño del dique, lo cual como se mencionó al inicio del capítulo se hará en función del riesgo hidrológico (ver figura 4-7).

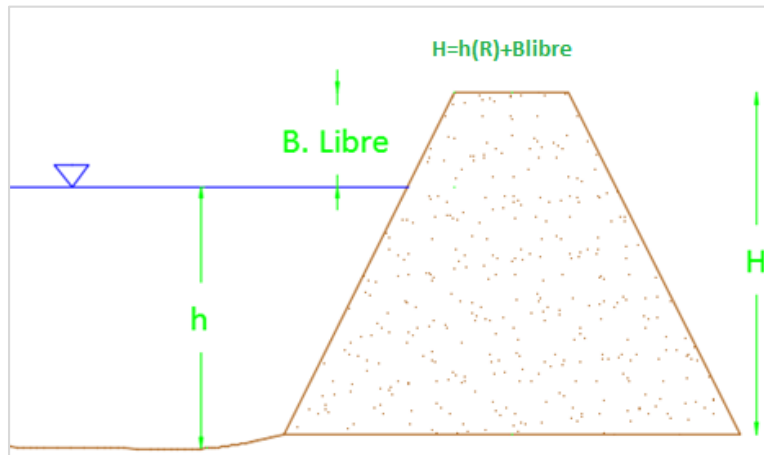


Figura 4-7. Esquema Diseño de diques con hidrología no estacionaria. Fuente: Elaboración propia

Considérese que se toma como criterio de diseño el tener un riesgo hidrológico no estacionario igual al riesgo estacionario para una ventana de tiempo igual a la vida útil del dique. Es decir, se determina la altura del dique para un riesgo hidrológico igual al estacionario $h(RE)$, obtendríamos una gráfica como la siguiente:

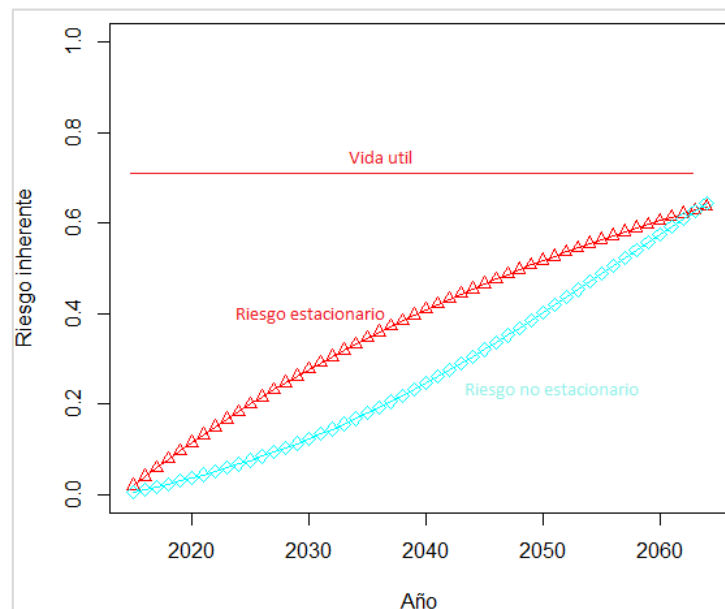


Figura 4-8. Riesgo no estacionario para $h(RE)$. Fuente: Elaboración propia

Observe que para ventanas de tiempo menores a la vida útil, el riesgo hidrológico puede ser mucho menor al riesgo estacionario, para evitar esto se propone que se tomen ventanas de tiempos menores a la vida útil, en otras palabras que el dique cuente con una altura menor y se repotencie durante la vida útil haciendo que se ajuste más a la curva de riesgo estacionario.

La metodología proyectada, contempla que se deben determinar las curvas del riesgo estacionario, no estacionario, el delta de riesgo y demás parámetros que se explicaran a continuación.

- **CURVA DE RIESGO ESTACIONARIO RE.**

En primera instancia, se debe construir la curva de riesgo estacionario teniendo en cuenta el periodo de retorno y la vida útil de la obra (criterios de diseño estacionarios).

El Riesgo inherente estacionario se puede calcular con la siguiente expresión:

$$R = 1 - (1 - P)^n$$

Dónde P es la probabilidad de excedencia constante relacionada como el recíproco del periodo de retorno y n es la vida útil. En la tabla 4-5 se puede observar el riesgo hidrológico para diferentes periodos de retorno y ventanas de tiempo.

RIESGO HIDROLOGICO O INHERENTE ESTACIONARIO							
To \ n	10	20	30	40	50	100	200
10	0.65	0.88					
20	0.40	0.64					
50	0.18	0.33	0.45	0.55	0.63583		
100	0.10	0.18	0.26	0.33	0.39	0.63	
200	0.05	0.10	0.14	0.18	0.22	0.39	0.63

Tabla 4-5. Riesgo hidrológico estacionario. Fuente: Elaboración propia.

Si para el dique se define un periodo de retorno (estacionario) y vida útil de 50 años, la curva de riesgo hidrológico se puede construir teniendo en cuenta los datos de la tabla 4-9 como se muestra en la siguiente figura.

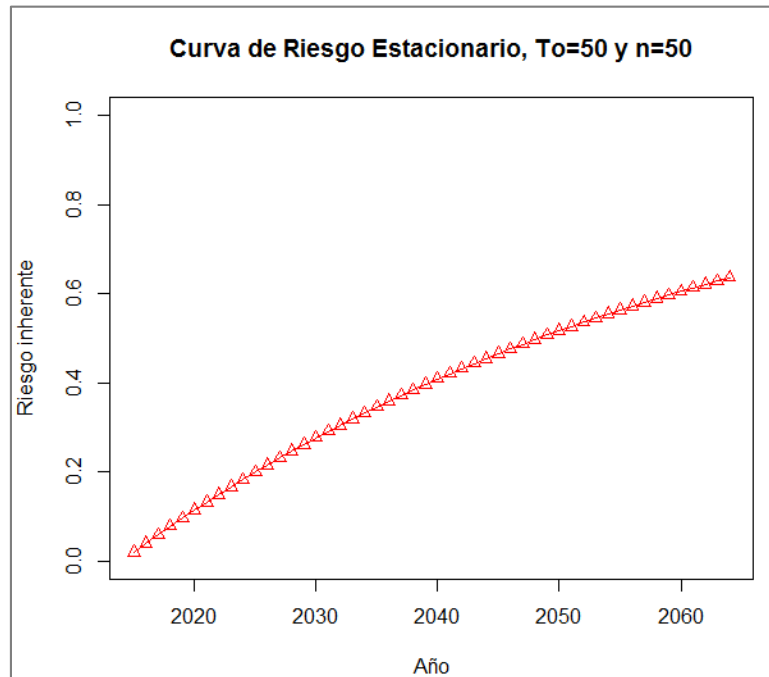


Figura 4-9. Curva de riesgo hidrológico estacionario para un periodo y vida útil de 50 años. Fuente: Elaboración propia.

- **DETERMINACIÓN PROFUNDIDAD h_o Y LA CURVA DE RIESGO NO ESTACIONARIO RNE.**

En primera instancia se debe determinar la profundidad h_o que tiene una probabilidad de excedencia inicial P_o igual a la probabilidad de excedencia del caso estacionario h_o ($P_o = P = 1/T$). Esta búsqueda se realiza mediante programación de la función de densidad del modelo y las regresiones de los parámetros.

Luego con esta profundidad h_o se determina como va cambiando la probabilidad de excedencia en el tiempo $P(t)$ utilizando la regresión de los parámetros y la función de densidad de la distribución del modelo escogido. Por ejemplo para el caso del capítulo 4.4 se tienen las siguientes regresiones.

$$\mu(t) = 1.53 + 2.604E^{-4} * t$$

$$\ln \sigma(t) = -5.01 + 1.46E^{-3} * t$$

Donde t es igual al año analizado, que a la vez se obtiene sumando el año inicial más el instante que se quiere evaluar:

$$t = 2015 + i$$

Para un periodo de retorno y vida útil de 50 años, la probabilidad de excedencia inicial de h_o es $P_o = \frac{1}{T} = \frac{1}{50} = 0.02$ y para determinar cómo cambia cada año se requiere la función de densidad $P(fy(t))$, que para una distribución Lognormal es la siguiente:

$$f_y(y|\mu(t), \sigma(t)) = \frac{1}{y \sigma(t) \sqrt{2\pi}} e^{\left(\frac{-(\log y - \mu(t))^2}{2\sigma(t)^2}\right)}$$

Para lo anterior, se debe integrar la función de densidad en cada instante de tiempo, pero para este trabajo se ha decidido utilizar las funciones disponibles en R para cada distribución de probabilidad.

Como la probabilidad de excedencia de la profundidad de h_o va cambiando en el tiempo, el riesgo hidrológico se debe establecer utilizando la siguiente expresión:

$$R = 1 - \prod_{t=1}^n (1 - P(t))$$

Dónde: $P(t)$ es la probabilidad de excedencia que cambia con el tiempo y n es la vida útil de la obra.

En la figura 4-10, se presenta una curva típica del riesgo hidrológico no estacionario para una vida útil de 50 años.

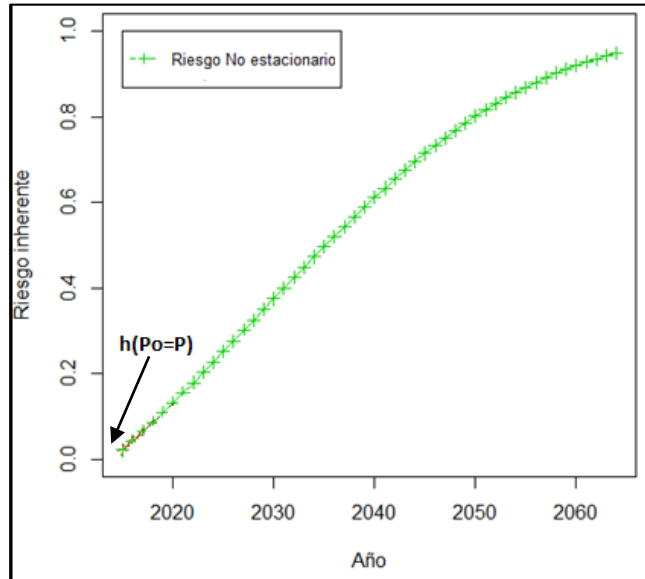


Figura 4-10. Curva de riesgo no estacionario, Fuente: Elaboración propia

- **CRITERIOS DE DISEÑO.**

En principio se debe determinar el delta de Riesgo, que se define como la resta de las curvas de riesgos estacionario y no estacionario (RNE-RE).

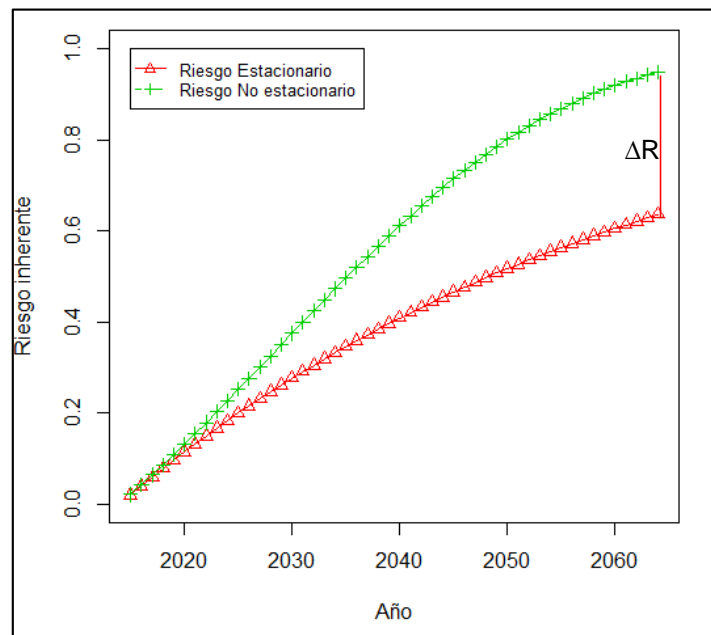


Figura 4-11. Determinación del delta de Riesgo. Fuente: Elaboración propia.

El delta de Riesgo se calcula para poder determinar el riesgo inicial de la obra. El riesgo inicial de la obra depende de las veces que el consultor decida intervenir la obra. Por ejemplo si el consultor decide repotenciar una sola vez durante la vida útil, el riesgo inicial y final se obtiene de la siguiente manera:

$$R_o = RNE - \Delta R/2$$

$$R_f = RNE - \Delta R = RE$$

Con los riesgos anteriores se hace una búsqueda de las alturas que cumplan con estos riesgos hidrológicos para la vida útil de la obra y para saber las ventanas de tiempos de intervención se debe saber la intersección de las curvas de riesgo no estacionario con la curva de riesgo estacionario, tal como se ilustra en la siguiente gráfica.

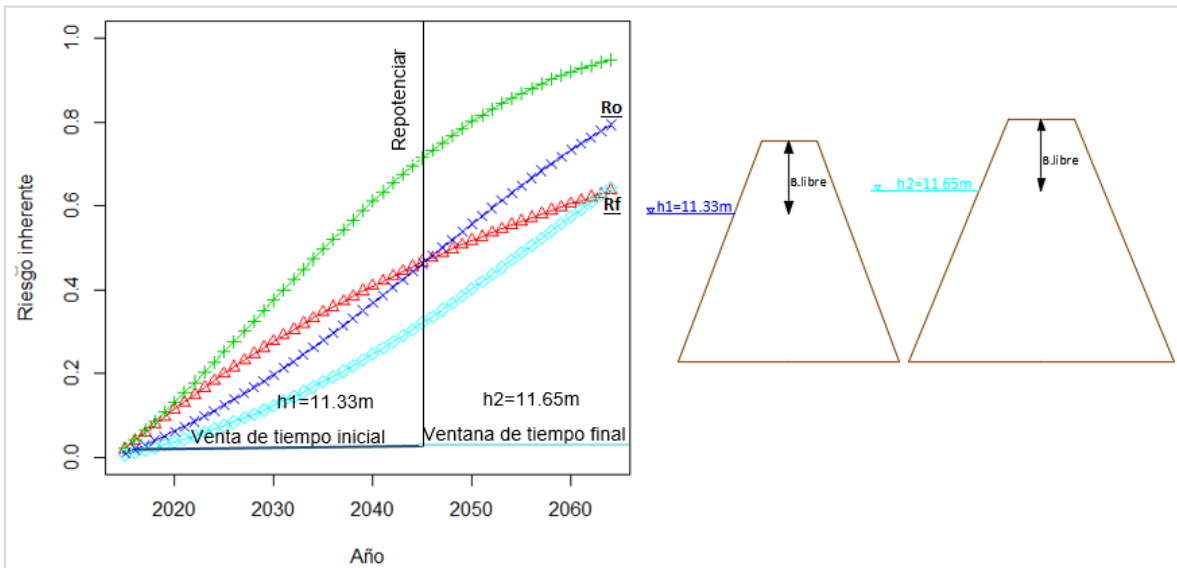


Figura 4-12. Esquema del diseño hidrológico no estacionario. Fuente: Elaboración propia.

5. APLICACIÓN DE METODOLOGIA Y RESULTADOS

5.1 DESCRIPCIÓN DEL CASO DE ESTUDIO

Como caso de estudio se tomó el río Magdalena en el sector calamar, dado que cuenta con las características de la investigación: número de mediciones suficientes y la necesidad de proteger a la comunidad contra la inundación por medio de dique.

El municipio de Calamar fue fundado el primero de enero de 1948, bajo el gobierno del general Tomas Cipriano. Se encuentra localizado en las coordenadas geográficas 10°15' Norte y a los 74°55' longitud Oeste. Calamar es una extensa llanura fluvial situada en la bifurcación del río Magdalena con el canal del dique.



Figura 5-1. Localización del municipio de Calamar. Fuente: (Economía & En, 2006).

Al ser una llanura y estar situado a orillas del río Magdalena-canal del dique, el municipio de Calamar está protegido por un dique de varios kilómetros de longitud que bordea el casco urbano.

Según levantamiento propio realizado en Calamar, el dique tiene cota corona de 9 sobre el nivel del mar y la cota de desbordamiento de la sección es la cota 8.2 (Figura 5-2).

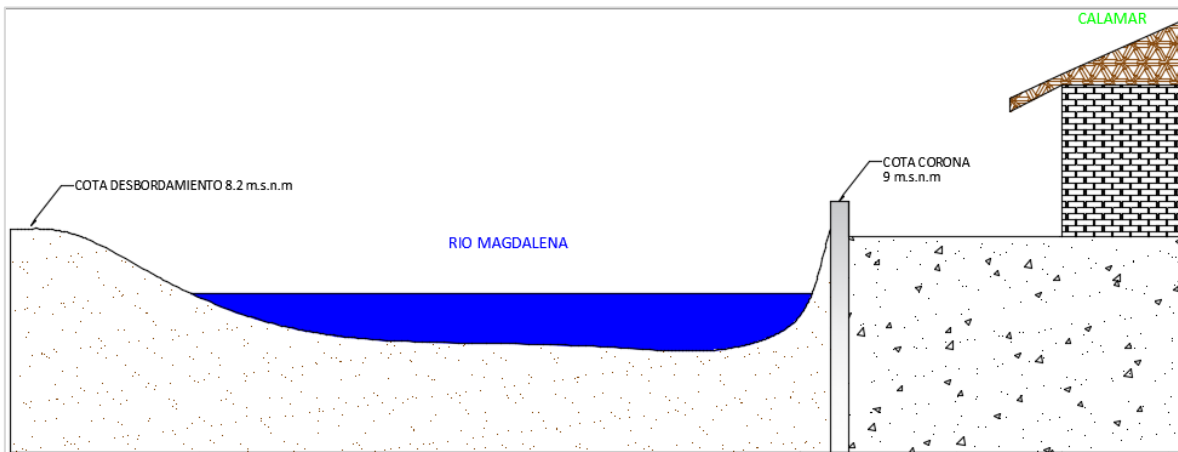


Figura 5-2. Esquema Dique Calamar-Bolívar. Fuente: Elaboración propia.

A lo largo de los años el río ha presentado niveles altos que ha provocado problemas de inundación en los sectores aledaños a Calamar. Sin embargo, el caso que más se recuerda es el fenómeno de la niña de los años 2010-2011.



Figura 5-3. Fotos Calamar Diciembre del 2010. Fuente: El Universal, 2010

Si se analiza la estructura del dique se puede observar en la corona una fachada diferente al resto del cuerpo, lo que indica que el dique ha sido repotenciado recientemente, según la comunidad esta intervención se realizó debido a que percibían que los niveles altos del río eran más frecuente (posible evidencia de la no estacionariedad)

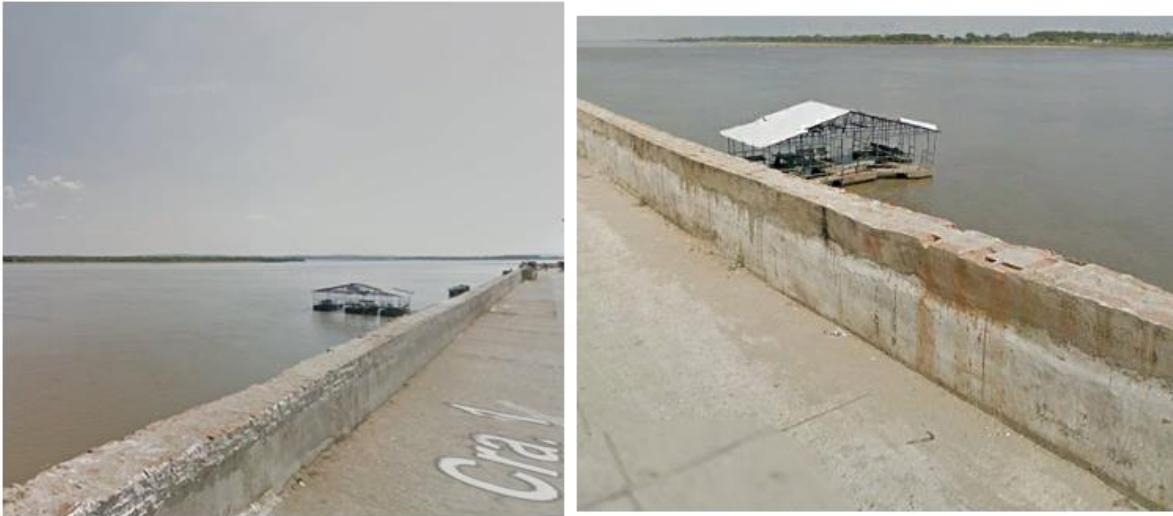


Figura 5-4. Dique Calamar año 2015. Fuente: Stree View.

El Instituto de Hidrología, Meteorología y Estudios Ambientales de Colombia (IDEAM), cuenta con una estación limnimétrica ubicada en Calamar, La estación cuenta con mediciones históricas desde el año 1940, sin embargo el IDEAM suministra los registros históricos de niveles desde el año 1967.

De los registros de niveles máximos de Calamar (Figura 5-5) se observa que en para los años (2005-2011) el nivel de desbordamiento ha sido sobrepasado con más frecuencias que en años anteriores.

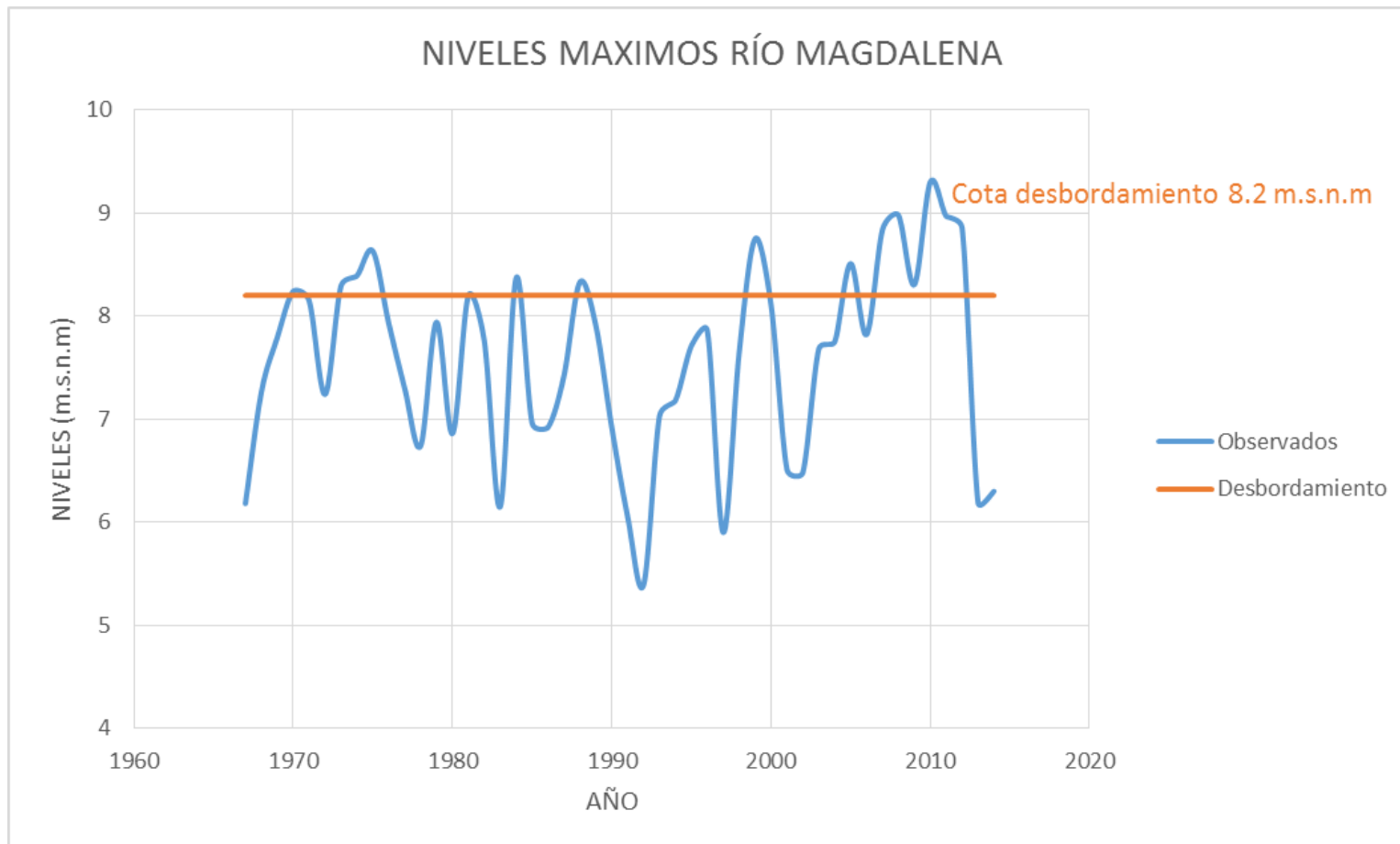


Figura 5-5. Niveles máximos río Magdalena en la estación Calamar. Fuente: IDEAM

5.2 APLICACIÓN Y RESULTADOS PARA EL CASO DE ESTUDIO

En el presente capítulo se presenta la aplicación de la metodología para el dique de Calamar.

- **Análisis de la serie de tiempo de niveles máximos.**

El análisis se realizó mediante la herramienta STATGRAPHICS que permite optimizar los órdenes y parámetros de los modelos ARIMA para encontrar el modelo que mejor representa la serie de tiempo.

En primera instancia se ajustó la serie a modelos ARIMA no estacionales. De acuerdo con los criterios de selección mencionados anteriormente los mejores modelos se presentan en la tabla 5-1.

Modelos								
(A) ARIMA(0,0,1) con constante								
(B) ARIMA(1,0,0) con constante								
(C) ARIMA(0,1,2)								
(D) ARIMA(2,0,0) con constante								
(E) ARIMA(1,1,1)								
Periodo de Estimación								
<i>Modelo</i>	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>ME</i>	<i>MPE</i>	<i>AIC</i>	<i>HQC</i>	<i>SBIC</i>
(A)	0.871677	0.69927	9.64855	0.00962011	-1.25914	-0.191339	-0.161876	-0.113373
(B)	0.872351	0.709437	9.82659	0.0128829	-1.20738	-0.189793	-0.16033	-0.111827
(C)	0.886418	0.72368	9.82332	0.12302	0.299345	-0.157799	-0.128335	-0.0798325
(D)	0.877512	0.696062	9.61747	0.0111577	-1.21525	-0.136328	-0.0921326	-0.0193781
(E)	0.896327	0.740591	10.0907	0.137192	0.488075	-0.135566	-0.106103	-0.0575996

Tabla 5-1. Modelos no estacionales para la serie de niveles máximos de la estación Calamar del IDEAM. Fuente: Elaboración propia.

De la tabla anterior se puede concluir que para los modelos no estacionales los modelos AR(1) y MA(1) son los mejores.

Como segunda medida se probaron diferentes modelos estacionales, teniendo en cuenta los efectos de los fenómenos cíclicos como el ENSO en la serie de tiempo de niveles máximos del río Magdalena. A continuación se presentan los mejores modelos estacionales que se probaron para la serie de tiempo.

Modelos
(A) ARIMA(0,1,1)x(2,0,2)₄
(B) ARIMA(2,1,0)x(2,0,2)₄
(C) ARIMA(1,0,0)x(1,0,2)₄ con constante
(D) ARIMA(0,0,1)x(2,0,2)₄ con constante
(E) ARIMA(0,1,2)x(1,0,2)₄

Periodo de Estimación

Modelo	RMSE	MAE	MAPE	ME	MPE	AIC	HQC	SBIC
(A)	0.766123	0.592169	8.13486	0.0367403	-0.34935	-0.324492	-0.250833	-0.129576
(B)	0.781079	0.595382	8.02431	0.0290388	-0.291153	-0.244157	-0.155766	-0.0102574
(C)	0.802364	0.632717	8.61922	0.0224685	-0.797235	-0.232052	-0.158393	-0.0371352
(D)	0.796452	0.612274	8.35453	-0.00598248	-1.143	-0.205177	-0.116786	0.0287229
(E)	0.813461	0.635027	8.47608	0.120668	0.574833	-0.204582	-0.130922	-0.00966483

Tabla 5-2. Modelos estacionales con periodo de 4 años para la serie de niveles máximos de la estación Calamar del IDEAM. Fuente: Elaboración propia.

Los modelos estacionales con periodicidad de 4 años presentan mejores índices que los otros modelos no estacionales de menor orden.

Modelos
(A) ARIMA(2,0,2)x(2,2,0)₈
(B) ARIMA(2,0,2)x(2,2,1)₈
(C) ARIMA(0,1,0)x(2,1,2)₈
(D) ARIMA(0,1,1)x(2,1,2)₈
(E) ARIMA(0,0,2)x(2,2,0)₈

Periodo de Estimación

Modelo	RMSE	MAE	MAPE	ME	MPE	AIC	HQC	SBIC
(A)	0.680952	0.400978	5.069	0.126244	1.58272	-0.518526	-0.430135	-0.284626
(B)	0.694816	0.410531	5.11973	0.100039	1.2287	-0.43655	-0.333427	-0.163666
(C)	0.742699	0.534306	7.02689	-0.081862	-1.28294	-0.428262	-0.369334	-0.272328
(D)	0.732389	0.503907	6.63937	-0.0941844	-1.50785	-0.414553	-0.340894	-0.219636
(E)	0.752173	0.45062	5.66929	0.226249	2.71701	-0.402912	-0.343984	-0.246978

Tabla 5-3. Modelos estacionales con periodo de 8 años para la serie de niveles máximos de la estación Calamar del IDEAM. Fuente: Elaboración propia.

Los modelos estacionales con periodicidad de 8 años presentan mejores índices que los modelos estacionales de 4 años.

Sin embargo, los residuos del mejor modelo con periodicidad 8 no siguen una distribución normal todo lo contrario pasa con el mejor modelo con periodicidad 4(ver figuras 5-3 y 5-4).

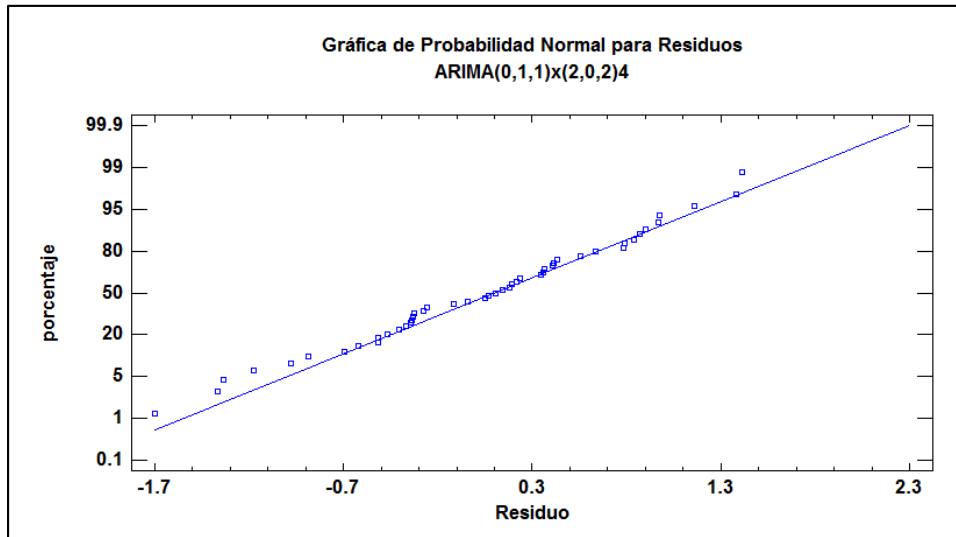


Figura 5-6. Grafica de probabilidad normal para los residuos del modelo ARIMA(0,1,1)x(2,0,2)4. Fuente: Elaboración propia.

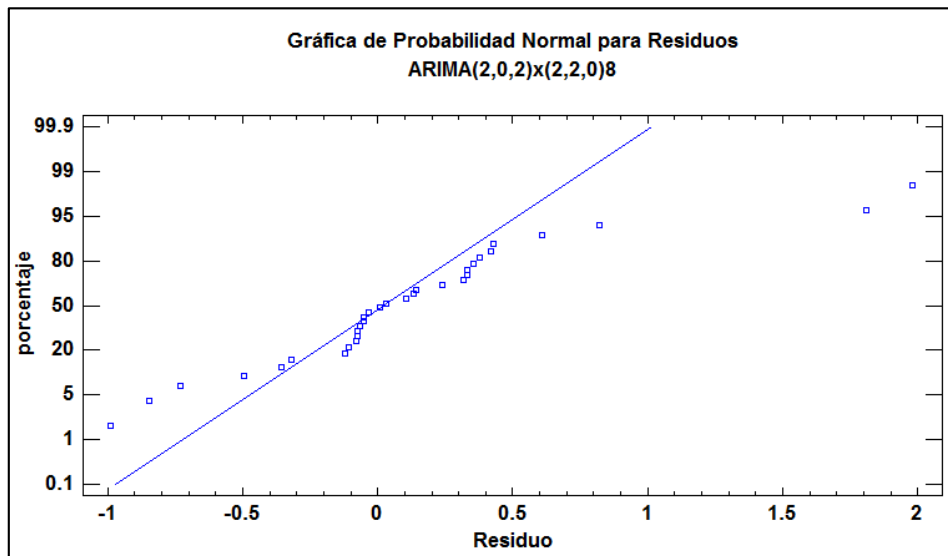


Figura 5-7. Grafica de probabilidad normal para los residuos del modelo ARIMA(2,0,2)x(2,2,0)8. Fuente: Elaboración propia.

De lo anterior se decidió que el modelo estacional $ARIMA(0,1,1) \times (2,0,2)_4$, representa aceptablemente la serie de tiempo. El modelo cuenta con los siguientes parámetros:

Resumen de Modelo ARIMA				
<i>Parámetro</i>	<i>Estimado</i>	<i>Error Estd.</i>	<i>t</i>	<i>Valor-P</i>
MA(1)	0.748033	0.103476	7.22905	0.000000
SAR(1)	-1.06176	0.125185	-8.4815	0.000000
SAR(2)	-1.24285	0.103033	-12.0626	0.000000
SMA(1)	-1.02859	0.16829	-6.11202	0.000000
SMA(2)	-1.14873	0.136675	-8.40482	0.000000

Tabla 5-4. Parámetros del modelo ARIMA de los niveles máximos de la estación Calamar del IDEAM. Fuente: Elaboración propia.

- **Generación sintética de datos**

Se generó una serie sintética con el modelo ARIMA para 100 años, este procedimiento se realizó con el software R (Ver código en los anexos).

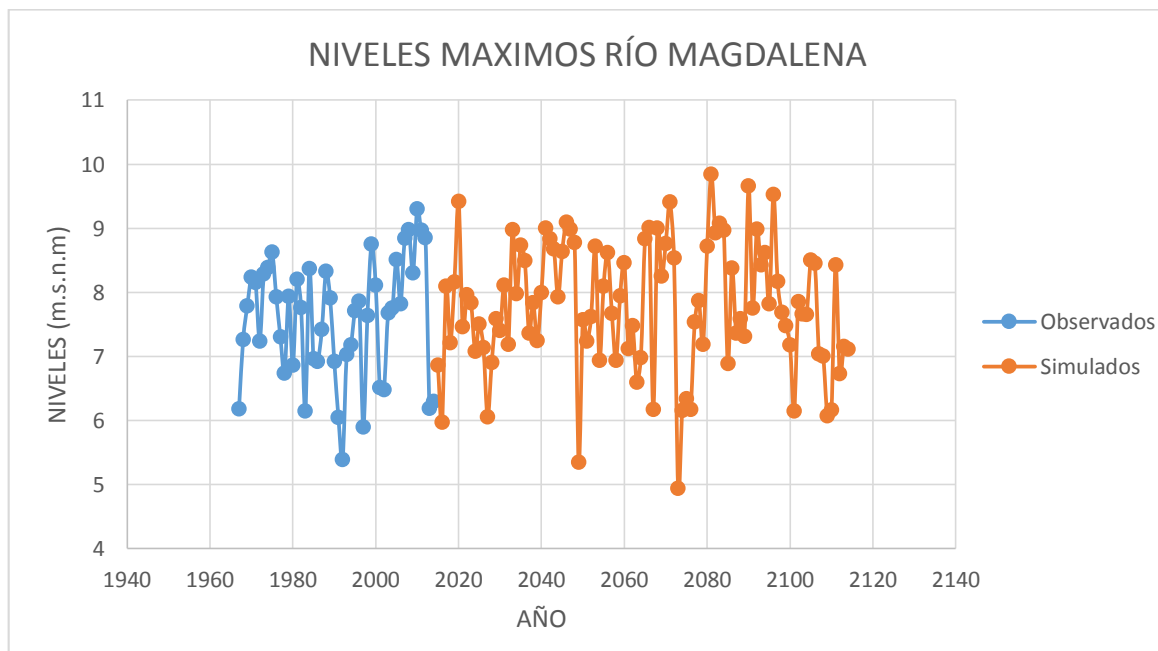



Figura 5-8. Serie de datos observados y sintéticos del modelo $ARIMA(0,1,1) \times (2,0,2)_4$. Fuente: Elaboración propia.

• **Modelación con GAMLSS**

Mediante programación con el software R, se modelo estadísticamente la serie de tiempo mediante el package “GAMLSS”. El procedimiento consistió en programar con el modelo GAMLSS las distribuciones de probabilidad para cada uno de los modelos proyectados.

Distribución	Función de densidad
Normal	$f_y(y \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}}$
Lognormal	$f_y(y \mu, \sigma) = \frac{1}{y\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\log y - \mu)^2}{2\sigma^2}}$
Gamma	$f_y(y \mu, \sigma) = \frac{1}{(\mu\sigma^2)^{1/\sigma^2}} \frac{y^{1/(\sigma^2-1)} e^{-y/(\mu\sigma^2)}}{\Gamma/\sigma^2}$
Weibull	$f_y(y \mu, \sigma) = \frac{\sigma y^{\sigma-1}}{\mu} e^{-(y/\mu)^\sigma}$
Gumbel	$f_y(y \mu, \sigma) = (1/\sigma) e^{-\left\{ \frac{y-\mu}{\sigma} - e^{-\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)} \right\}}$
Logistic	$f_y(y \mu, \sigma) = (1/\sigma) e^{-\left\{ \frac{y-\mu}{\sigma} - e^{-\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)} \right\}}$



MODELOS		
ID MODELO	μ	σ
1	Constante	Constante
2	Varia	Constante
3	Constante	Varia
4	Varia	Varia

Tabla 5-5. Modelos analizados. Fuente: Elaboración propia.

• **¿Cuál es el mejor modelo?**

Como se mencionó antes, se deben cumplir cuatros criterios la elección del modelo, los criterios son los siguientes:

- Índice AIC.
- Los coeficientes de las regresiones deben ser estadísticamente significativos para un nivel del 95%.
- La distribución del modelo debe ajustar aceptablemente según la gráfica Worm Plot.
- Los residuos deben seguir una distribución normal.

Los índices AIC de los diferentes modelos se graficaron en la figura 5-9. De acuerdo a los resultados, los modelos 2 y 4 de la distribución Weibull presentan mejor índice AIC, el modelo 2 tiene un índice de 412.42 y el modelo 4 un índice de 412.45.

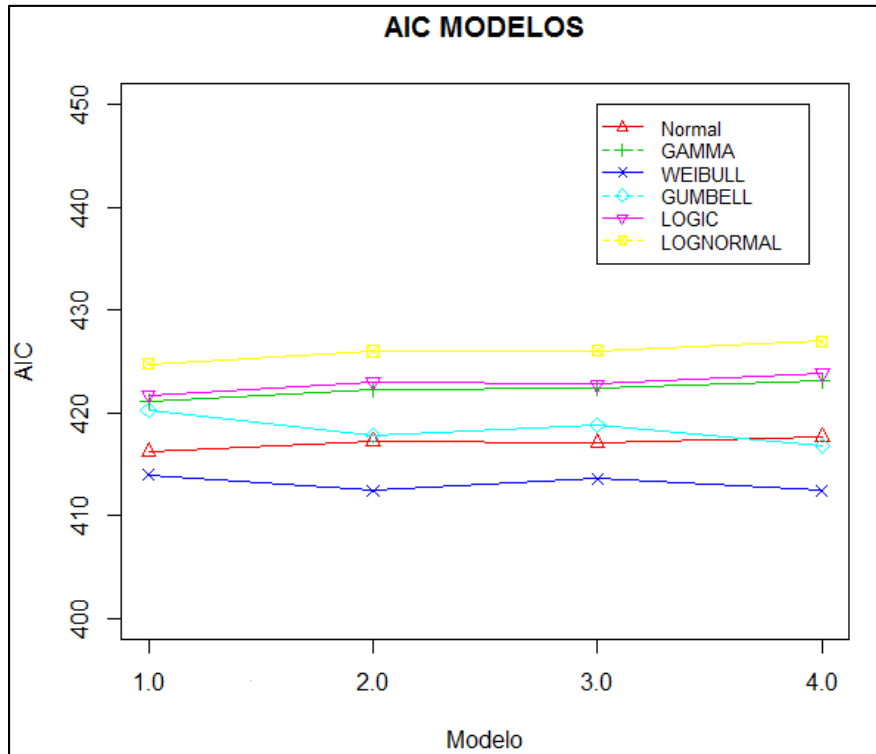


Figura 5-9. AIC de los modelos de la serie de niveles máximo del río Magdalena
Fuente: Elaboración propia.

Debido a que los índices de los modelos son similares, se procede a evaluar la significancia estadística de los coeficientes de las regresiones de ambos modelos.

En este análisis se evidenció que para el modelo 2, todos los coeficientes son significantes para un nivel significancia del 95% (Tabla 5-6).

```

*****
Family: c("WEI", "Weibull")

Call:  gamlss(formula = y ~ x, family = WEI, data = Hmax)

Fitting method: RS()

-----
Mu link function:  log
Mu Coefficients:
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  1.2334062  0.3952113   3.121  0.00218 **
x            0.0004230  0.0001937   2.184  0.03059 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

-----
Sigma link function:  log
Sigma Coefficients:
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   2.23468    0.06453  34.63  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

-----
No. of observations in the fit:  148
Degrees of Freedom for the fit:   3
  Residual Deg. of Freedom:  145
                        at cycle:  3

Global Deviance:    406.4269
      AIC:          412.4269
      SBC:          421.4186
*****

```

Tabla 5-6. Regresiones y prueba T student para el modelo 2 de la distribución Weibull de la serie del río Magdalena .Fuente: Elaboración propia.

Sin embargo, para un nivel de significancia del 95% los coeficientes del parámetro sigma del modelo 4 no son significantes (Tabla 5-7), haciendo que se rechace este modelo y se sigan verificando los criterios para el modelo 2 (cambio en media).

```

Family: c("WEI", "Weibull")

Call:  gamlss(formula = y ~ x, sigma.formula = ~x, family = WEI, data = Hmax)

Fitting method: RS()

-----
Mu link function:  log
Mu Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  1.2937399  0.3888106   3.327  0.00111 **
x             0.0003935  0.0001912   2.058  0.04142 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

-----
Sigma link function:  log
Sigma Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   6.653414   3.946905   1.686   0.094 .
x             -0.002161   0.001933  -1.118   0.265
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

-----
No. of observations in the fit:  148
Degrees of Freedom for the fit:  4
Residual Deg. of Freedom:  144
                        at cycle:  3

Global Deviance:  404.4541
AIC:  412.4541
SBC:  424.4429
*****

```

Tabla 5-7. Regresiones y prueba T Student para el modelo 4 de la distribución Weibull de la serie del río Magdalena .Fuente: Elaboración propia.

El siguiente paso es determinar si los datos se ajustan bien a la distribución Weibull, para ello hacemos uso del grafico “Worm”. Si los datos están alineados a la línea roja y por dentro de los intervalos de confianza del 95%(líneas grises discontinuas) se presenta un buen ajuste, sino, se debe cambiar el modelo y ejecutar los dos procedimientos anteriores.

De la figuras 5-10, se puede apreciar que los datos siguen la línea roja “worm” y también se encuentran entre los intervalos de confianza (líneas punteadas) lo que indica que los datos siguen la distribución Weibull,

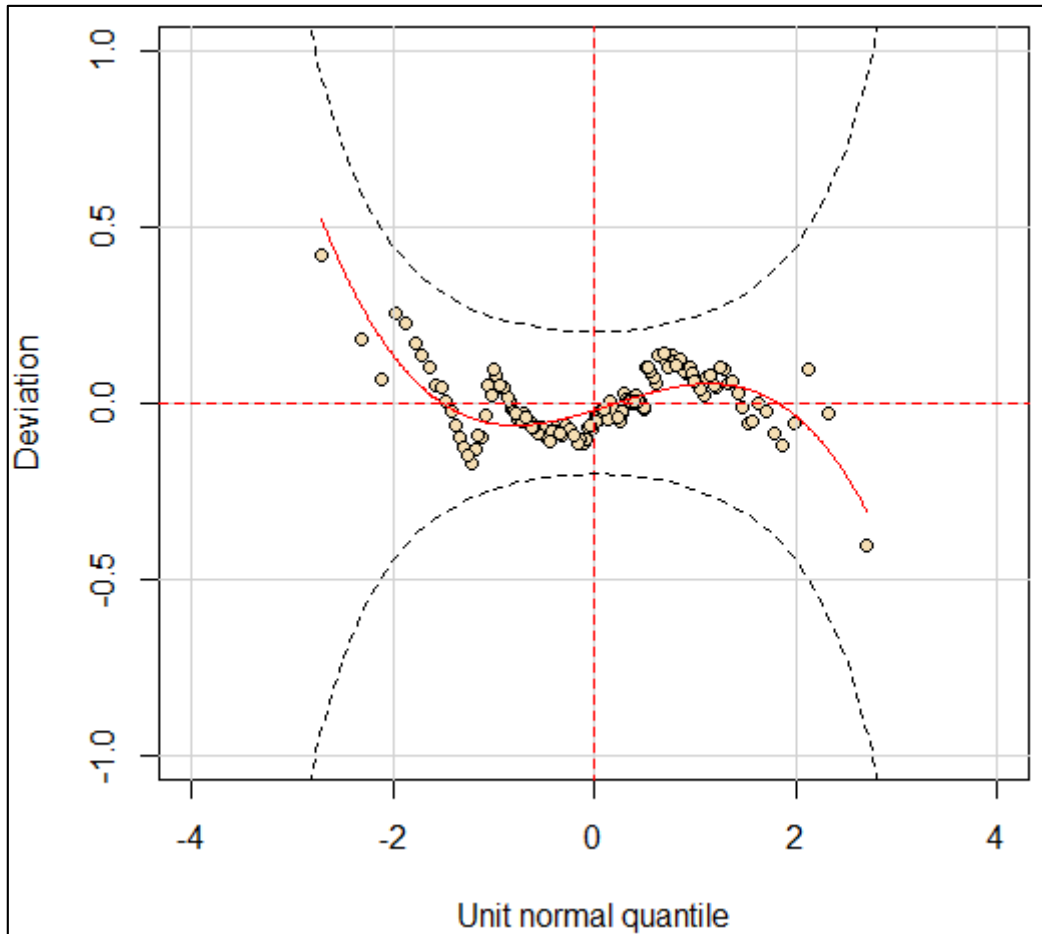


Figura 5-10. Worm plot del modelo 2 de la distribución Weibull para la serie del río Magdalena Fuente: Elaboración propia.

Por último, se procede hacer el análisis de los residuos, los cuales deben ser normales. De acuerdo a la figura 5-11 y la tabla 5-8, cualitativamente y cuantitativamente los residuos siguen una distribución normal ($0.99 > 0.978_{crit}$).

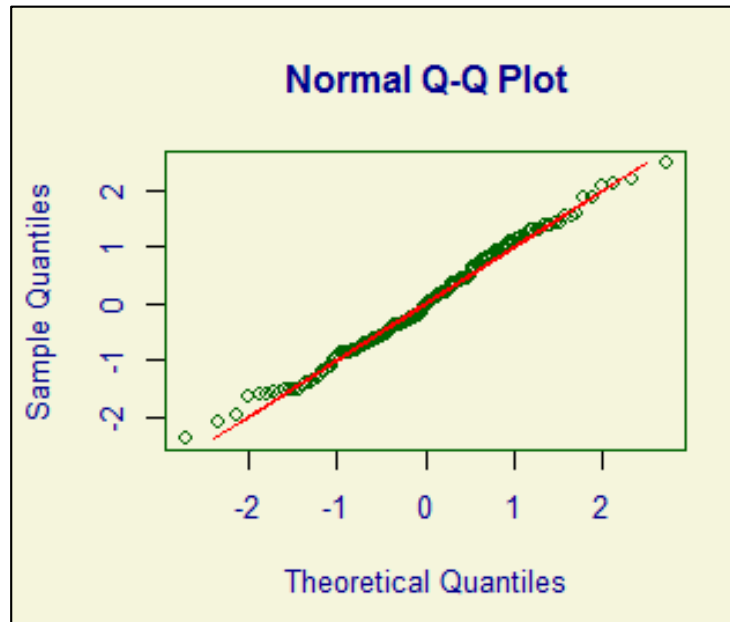


Figura 5-11. Gráfico de distribución normal de los residuos del modelo 2 de la distribución Weibull para la serie del río Magdalena. Fuente: Elaboración propia.

```

*****
Summary of the Quantile Residuals
      mean      = -0.001762182
      variance   = 0.9943357
      coef. of skewness = 0.1034788
      coef. of kurtosis  = 2.409726
Filliben correlation coefficient = 0.9959529
*****

```

Tabla 5-8. Coeficiente Filliben del modelo 2 de la distribución Weibull para la serie del río Magdalena. Fuente: Elaboración propia.

Debido a lo anterior, se concluye que el modelo 2 (no estacionario en media) de la distribución Weibull es el mejor modelo y siendo este un modelo no estacionario se puede seguir aplicando la metodología.

- **Diseño hidrológico no estacionario**

En principio se debe establecer la curva de riesgo estacionario, para el caso de estudio se supone como periodo de retorno y vida útil 50 años (Estos valores suelen ser usados en la practicas y se toman como criterios de diseños de manuales como: Pots, Invias, etc. La curva de riesgo estacionario (RE) es la siguiente:

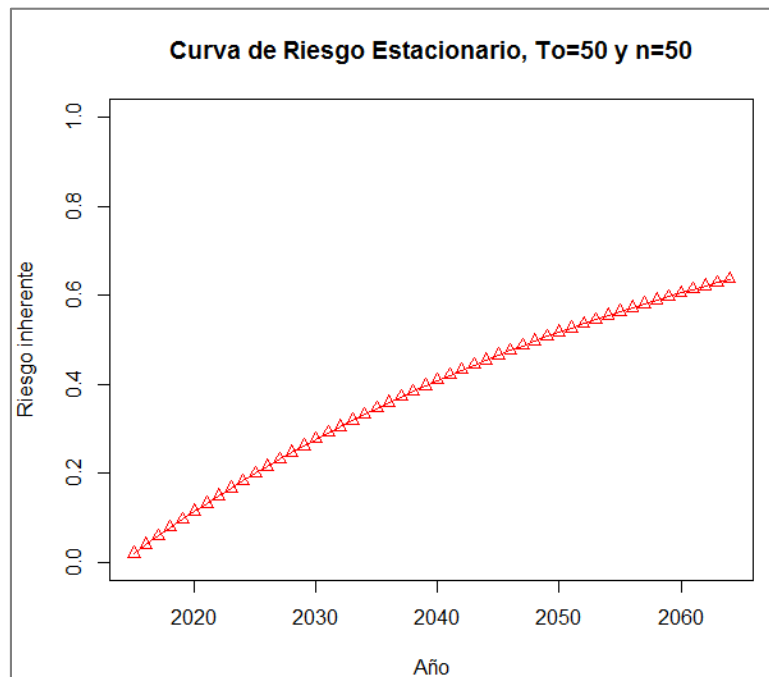


Figura 5-12. Curva de riesgo hidrológico estacionario para un periodo y vida útil de 50 años. Fuente: Elaboración propia.

Ahora se procede a determinar la cota para la cual se tiene una probabilidad de excedencia de 0.02 $h_o(P_o = \frac{1}{T} = 0.02)$ en el instante cero.

Las regresiones de los parámetros se encuentran en la tabla 5-6 y se pueden escribir de la siguiente forma:

$$\ln \mu(t) = 1.23 + 0.000423 * t$$

$$\ln(\sigma) = 2.23 \text{ (Constante en el tiempo)}$$

Si se utiliza la función de densidad, el instante inicial es igual a $t=2015$, sin embargo la búsqueda de la cota con probabilidad de excedencia de 0.02 en el año 2015 es más fácil determinarla por medio de programación. La función de densidad quedaría de la siguiente manera:

$$f(y|\mu(t), \sigma) = \frac{\sigma y^{\sigma-1}}{\mu(t)^\sigma} \exp\left[-\left(\frac{y}{\mu(t)}\right)^\sigma\right]$$

Utilizando las funciones del “package” GAMLSS disponible en R, es posible consultar la gráfica de percentiles; que son las probabilidades de no excedencia cambiando en el tiempo.

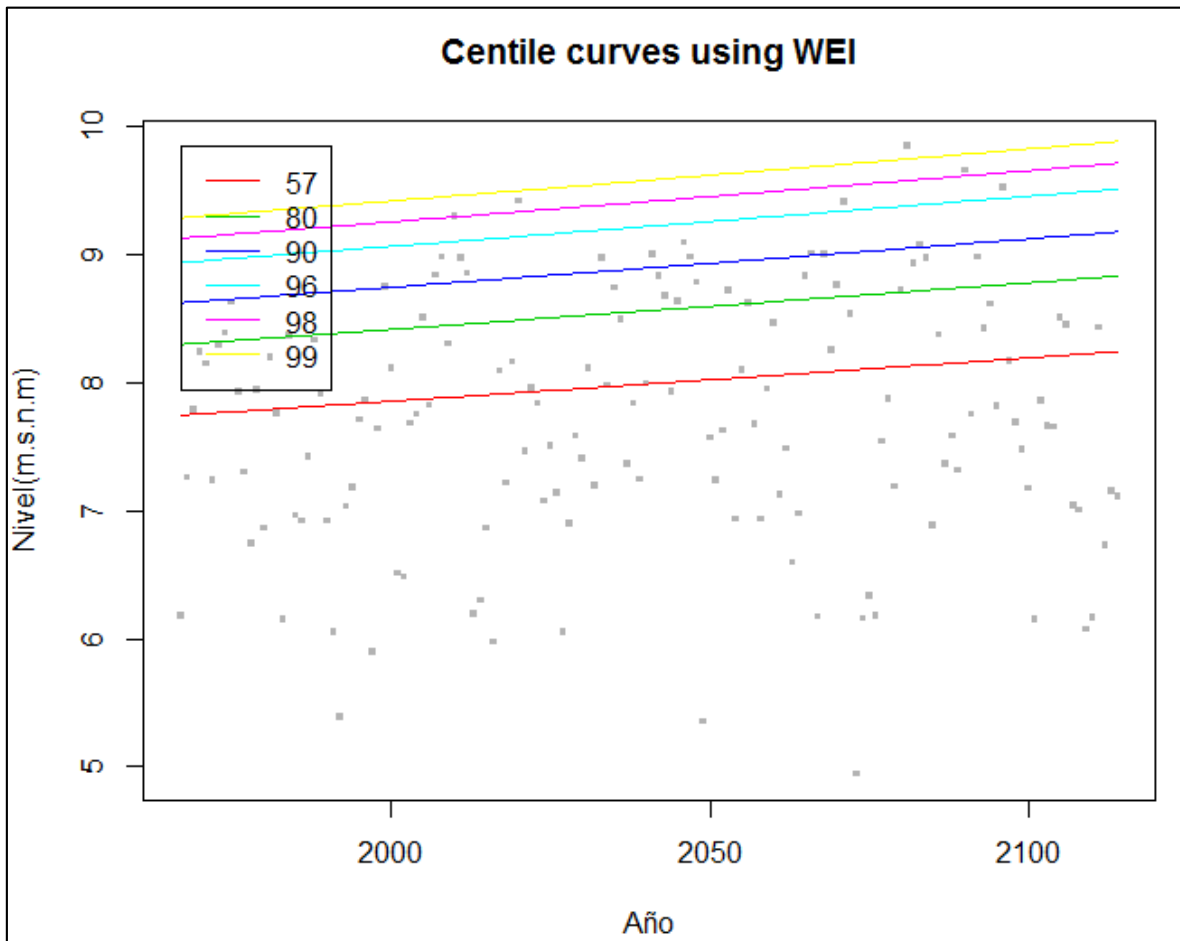


Figura 5-13. Cambio de la probabilidad de no excedencia para el caso de estudio.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de programación reportaron que la cota con probabilidad de excedencia en el año 2015 de 0.02 es 9.3 m.s.n.m, si se observa la figura anterior para el año 2015 la cota del percentil 98 es 9.3.

Como la probabilidad de excedencia de la profundidad de $h_o = 9.3$ va cambiando en el tiempo, la curva de riesgo no estacionario se debe establecer utilizando la siguiente expresión:

$$R = 1 - \prod_{t=1}^n (1 - P(t))$$

Dónde: $P(t)$ es la probabilidad de excedencia que cambia con el tiempo y n es la vida útil de la obra.

Si se grafican las dos curvas de riesgos, es posible determinar el delta de riesgo como la resta de ambas curvas (RNE-RE)

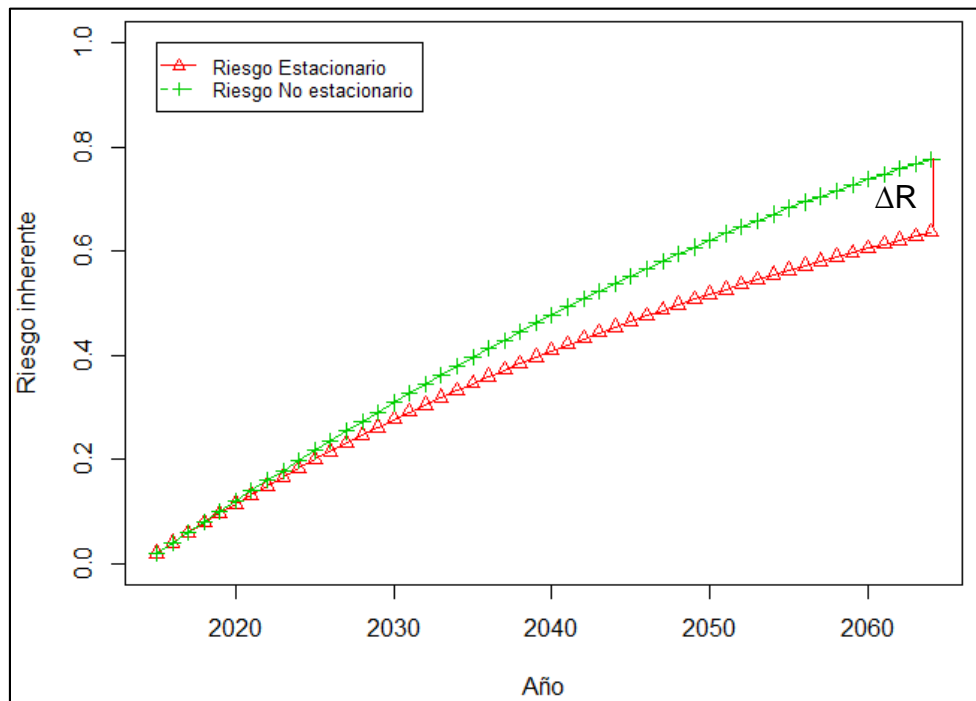


Figura 5-14. Curvas de riesgo estacionarios y no estacionarios para un periodo de retorno y vida útil de 50 años. Fuente: Elaboración propia.

El riesgo no estacionario es de 77% y el estacionario de 63%, por lo tanto el delta de riesgo es 14%, aunque es un valor muy pequeño se procedió a dividir este delta entre 2 para mostrar la metodología planteada. De acuerdo a lo anterior el riesgo inicial y final del dique sería.

$$R_o = RNE - \frac{\Delta R}{2} = 77 - 7 = 70$$

$$R_f = RNE - \Delta R = 77 - 14 = 63$$

Con estos riesgos se tuvieron los siguientes resultados.

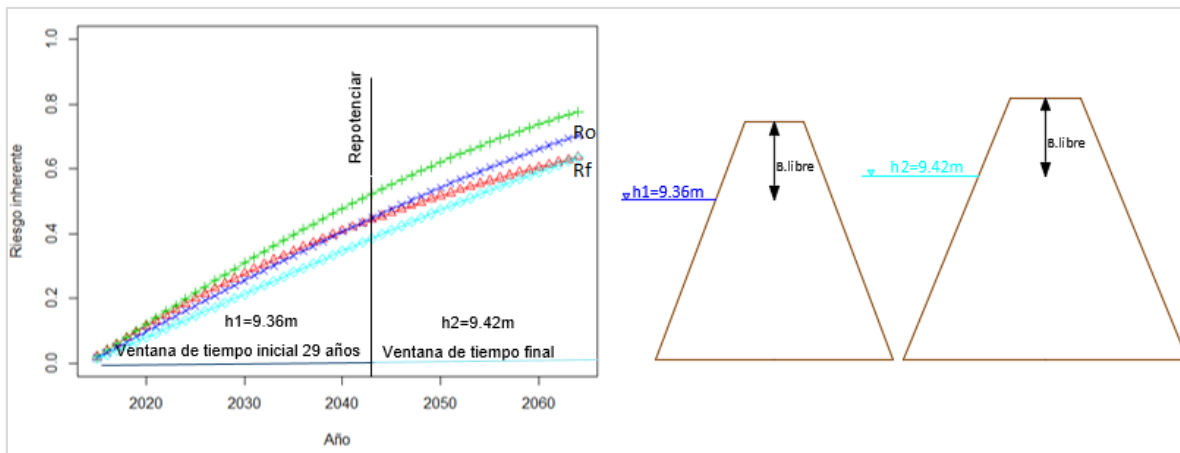


Figura 5-15. Diseño no estacionario para el caso de estudio. Fuente: Elaboración propia.

De acuerdo con la figura anterior, el dique tiene una cota de diseño inicial de 9.36m con un riesgo inicial de 70% para una venta de tiempo de 29 años, luego se tiene que repotenciar el dique con una cota 9.42 para cumplir hasta la vida útil con la curva de riesgo estacionario. Obsérvese en la figura que lo que se encuentra es una cota a la cual se le debe sumar el borde libre.

La curva de riesgo final (color cian) está muy ajustada a la curva de riesgo estacionario y esto se refleja en la poca diferencia entre las cotas del diseño inicial y final de apenas 6cms. En este caso es mejor asumir el delta de riesgo complejo y tener una sola altura del dique sin intervenciones futuras.

Posteriormente se procede a comparar el resultado anterior con la condición estacionaria. Para ello se ajustaron los datos a la distribución Weibull con la herramienta Minitab. De acuerdo con la figura 5-16, se observa que el P-valor es mayor 0.05 y el Anderson Darling es pequeño, adicionalmente en las colas se observa un buen ajuste, por lo tanto no hay evidencia estadística para decir que los datos no siguen una distribución Weibull.

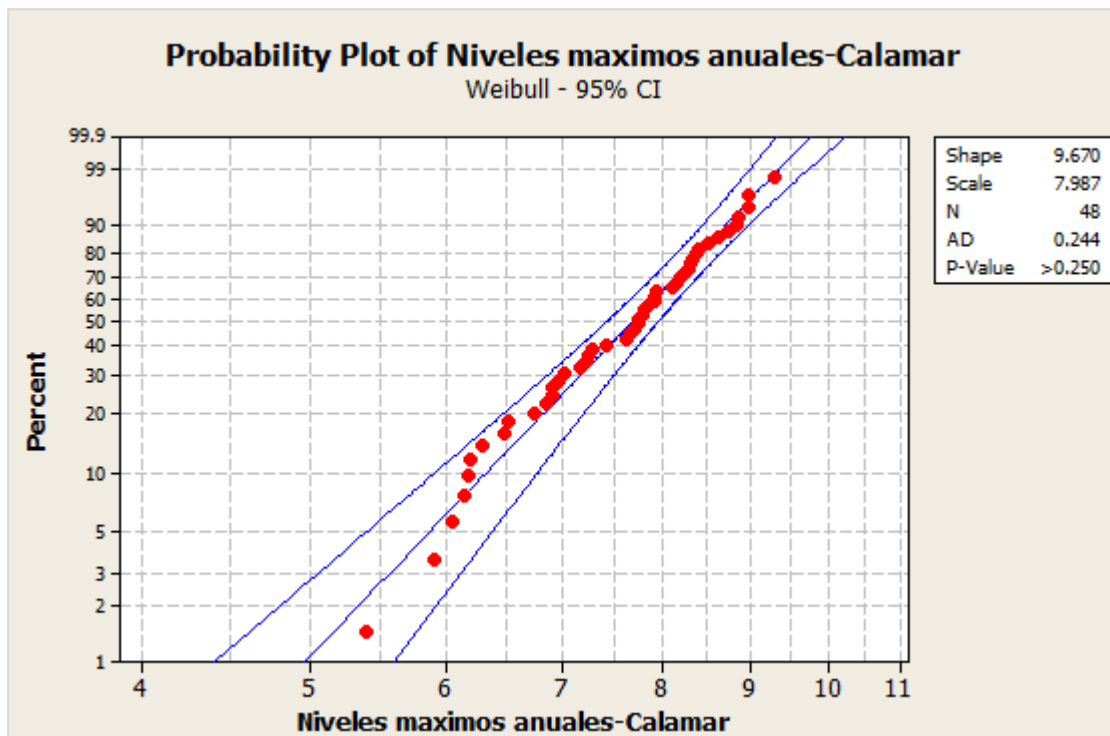


Figura 5-16. Ajuste de los niveles máximos de Calamar a una distribución Weibull .

Fuente: Elaboración propia.

Haciendo inferencia de la gráfica de probabilidad anterior, la cota para una probabilidad de excedencia de 0.02 (Periodo de retorno de 50 años) es 9.18m y la cota con el diseño no estacionario es 9.42 para una diferencia de 24cms.

Por último analicemos los resultados con la condición actual del dique, como mencionamos en el numeral 5.1 el dique tiene una cota corona de 9 m y se debe

repotenciar mínimo a la cota 9.42 para tener una curva de riesgo similar a la curva de riesgo estacionario para un periodo de retorno y vida útil de 50 años.

5.3 COMPROBACIÓN DEL MODELO CON SERIES SINTETICAS ALTERADAS

Para efectos de comprobación de los diferentes modelos propuestos, se generaron series sintéticas con base a las mediciones existente de los niveles máximos anuales de la estación Calamar.

5.3.1 COMPROBACIÓN MODELO 1 (ESTACIONARIO)

Para la comparación del modelo 1 (estacionario) se generó una serie sintética de los niveles máximos anuales de la estación calamar ajustando la serie a un modelo autoregresivo de primer orden AR(1) toda vez que la mayoría de estos modelos son estacionarios. A continuación se presenta los datos generados.

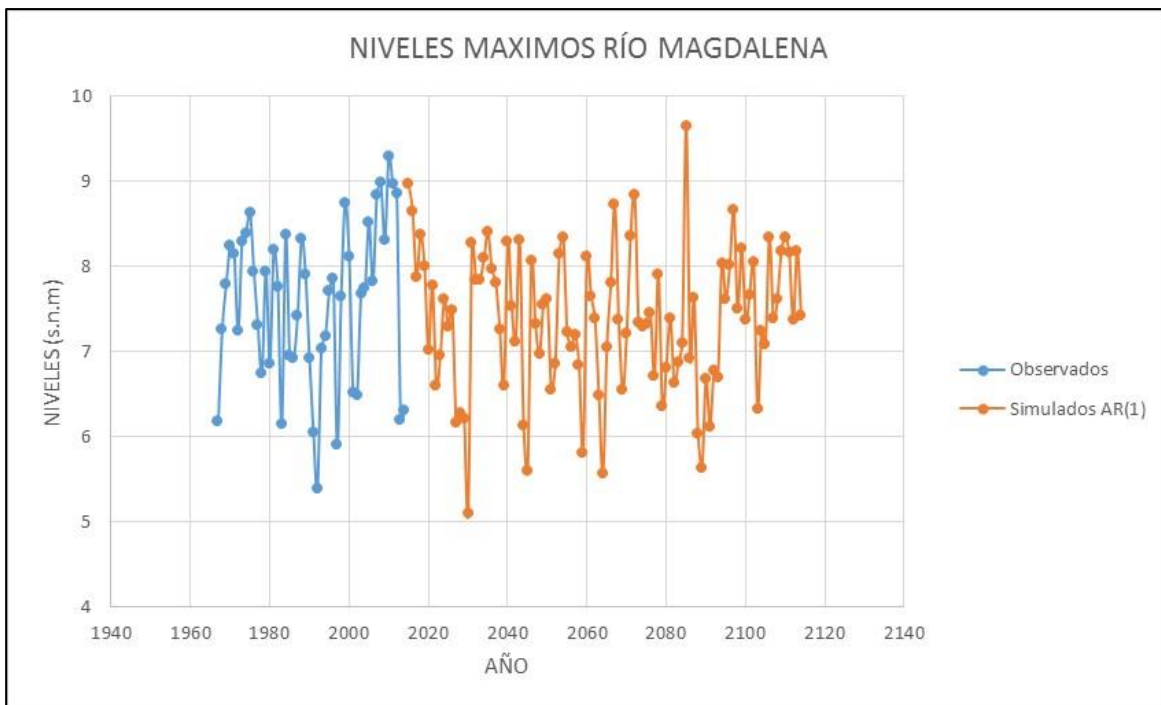


Figura 5-17. Datos observados y sintéticos modelo AR(1) para los niveles máximos de la estación calamar. Fuente: Elaboración propia

A continuación se presenta el grafico AIC para la serie bajo análisis.

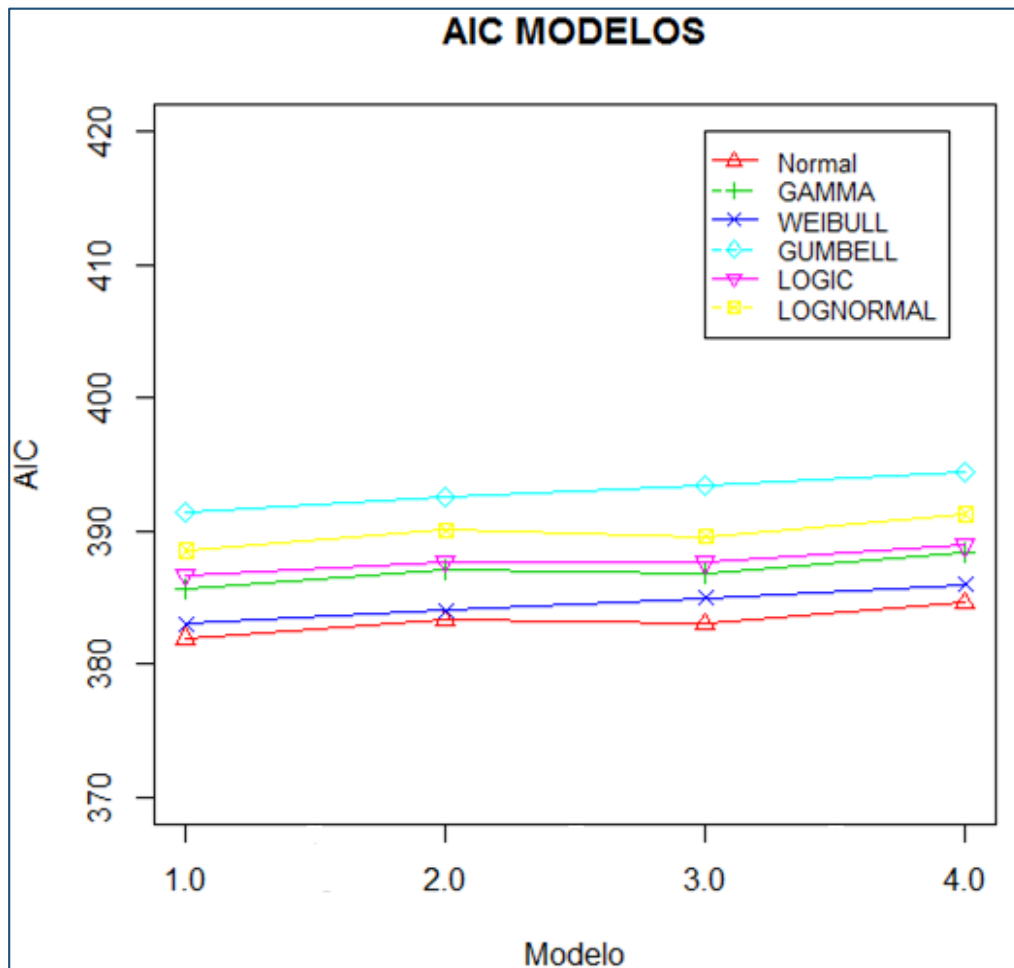


Figura 5-18. AIC de los modelos de la serie sintética AR(1) Fuente: Elaboración propia.

De la figura anterior se puede observar que el modelo 1(estacionario) es el que presenta mejor AIC para cada una de las distribuciones, lo que permite corroborar la capacidad de detención del modelo para series estacionarias.

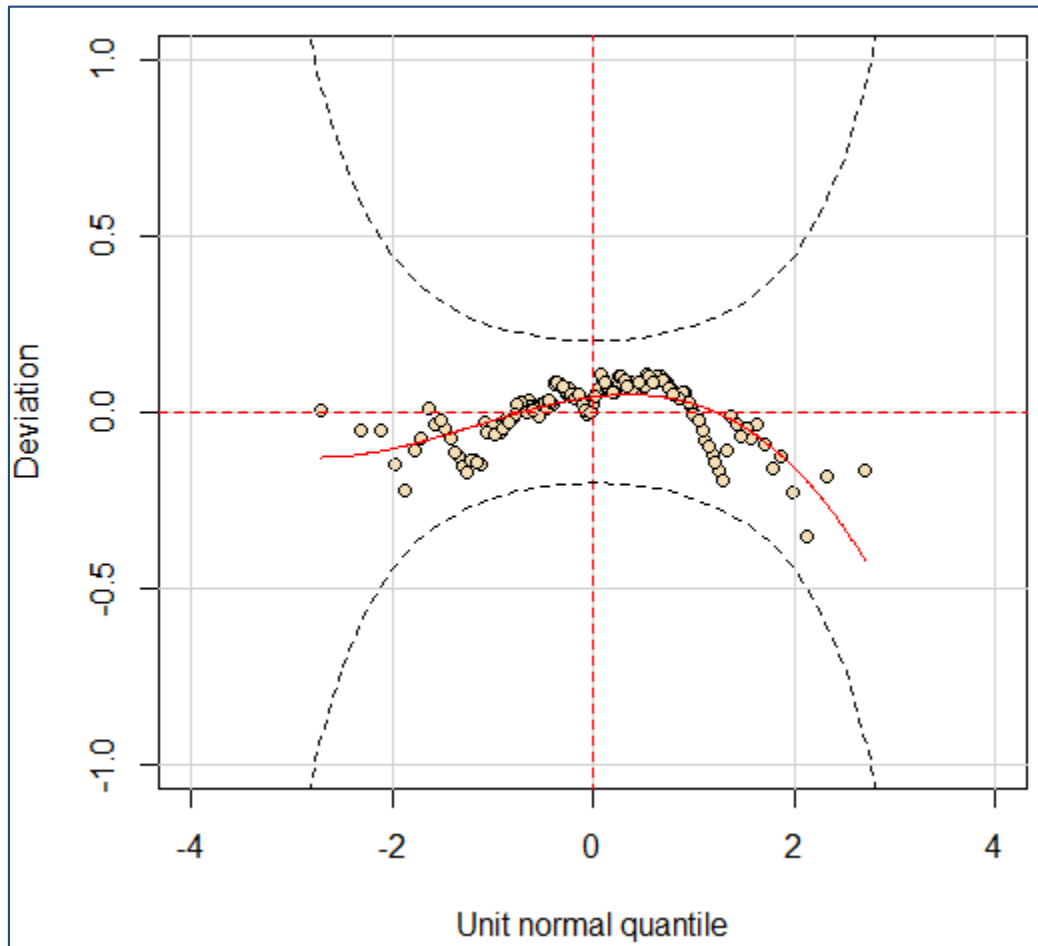


Figura 5-19. Worm plot de la serie sintética AR(1) Fuente: Elaboración propia.

De acuerdo al worm plot presentado en la figura anterior, se concluye que la serie de tiempo analizada es estacionaria y se ajusta adecuadamente a la distribución normal, no se discutirán los resultados generados por esta serie ya que es el caso tradicional.

5.3.2 COMPROBACIÓN MODELO 2 (NO ESTACIONARIO EN MEDIA)

Para la comprobación del modelo 2, se alteró La serie sintética estacionaria del capítulo anterior dándole una pendiente a los datos simulados, tal como se muestra en la figura 5-20.

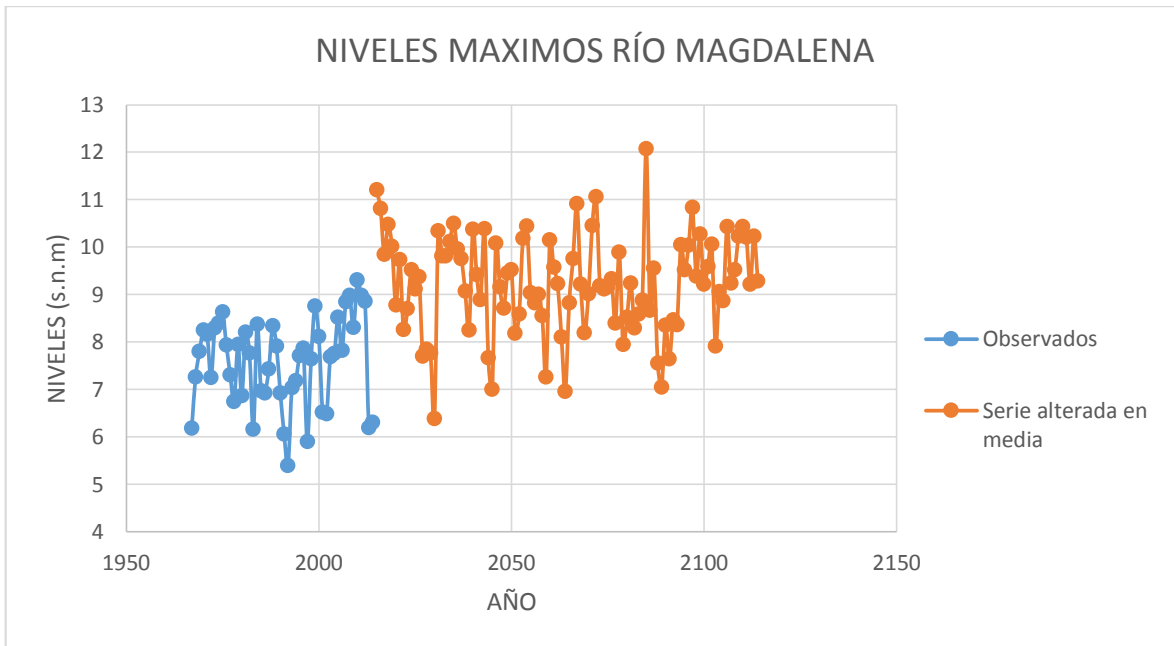


Figura 5-20. Serie sintética alterada en media para comprobación del modelo 2 basada en los niveles máximos de la estación calamar. Fuente: Elaboración propia

Para la elección del mejor modelo se procedió a evaluar los cuatros criterios; AIC, significancia de los coeficientes de las regresiones, ajuste de los datos a la distribución y normalidad de los datos.

En la figura 5-21, se presentan los AIC para los diferentes modelos donde se comprueba que el modelo es no estacionario en cada una de las distribuciones (modelo 2). De la misma manera se observa que la distribución normal es la que mejor índice presenta.

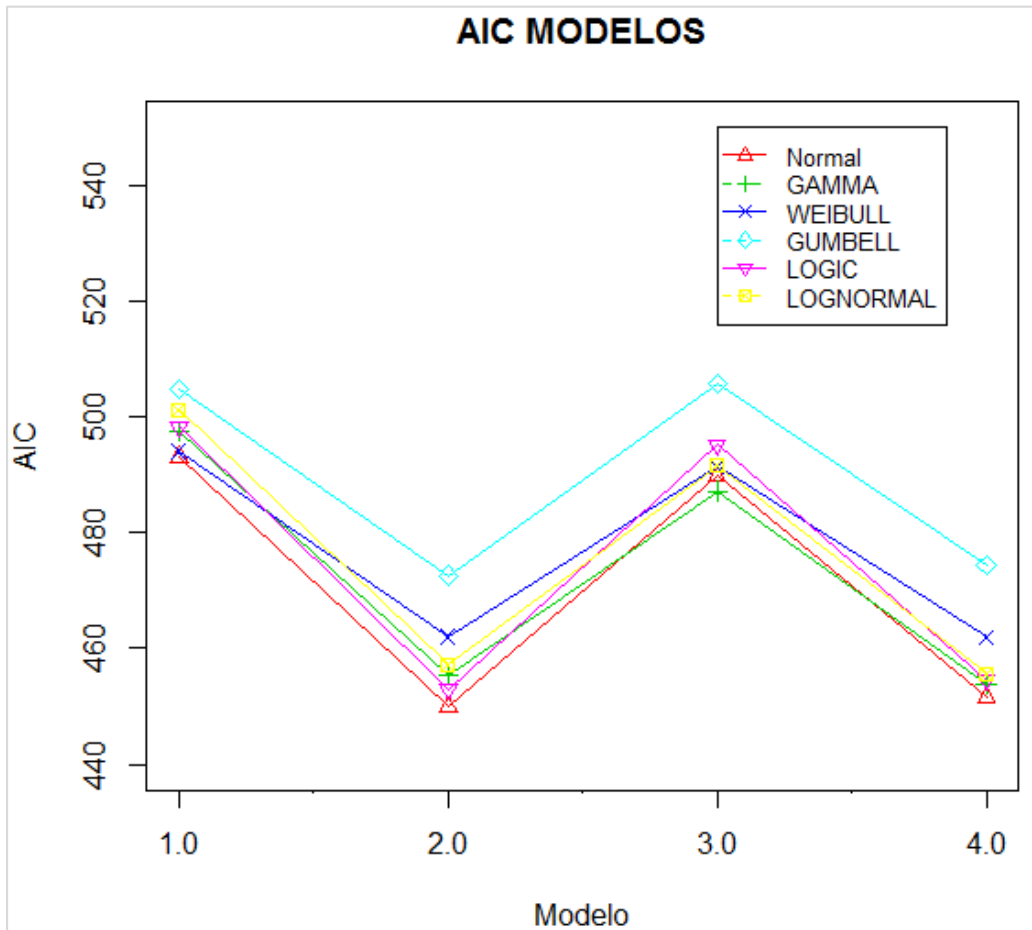


Figura 5-21. AIC de los modelos de la serie alterada en media.

Fuente: Elaboración propia.

En la figura 5-22, muestra que los coeficientes de las regresiones son estadísticamente significativos. Por lo tanto se procede a evaluar el ajuste de los datos a la distribución normal.


```
*****
Family: c("NO", "Normal")

Call:  gamlss(formula = y ~ x, sigma.formula = ~1, family = NO, data = Qmax)

Fitting method: RS()

-----
Mu link function:  identity
Mu Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -22.254899   4.257853  -5.227 5.90e-07 ***
x             0.015167   0.002086   7.270 2.06e-11 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

-----
```

Tabla 5-9. Regresión y prueba T Student de la serie alterada en media.

Fuente: Elaboración propia.

Para comprobar la calidad del ajuste se utilizó el grafico “worm”, en la figura 5-22 se verificó que los datos siguen la línea roja y no salen del intervalo de confianza.

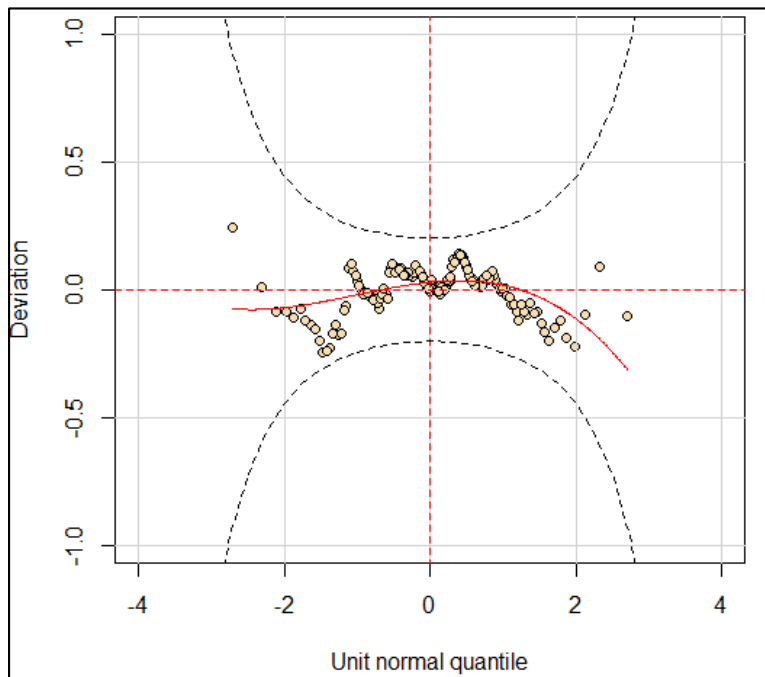


Figura 5-22. Worm plot de la serie alterada en media Fuente: Elaboración propia.

Por último, los residuos deben seguir una distribución normal y en la figura 5-23 se evidencia que siguen adecuadamente la distribución normal y de esta forma se corrobora que el modelo 2 de la distribución normal es el mejor modelo.

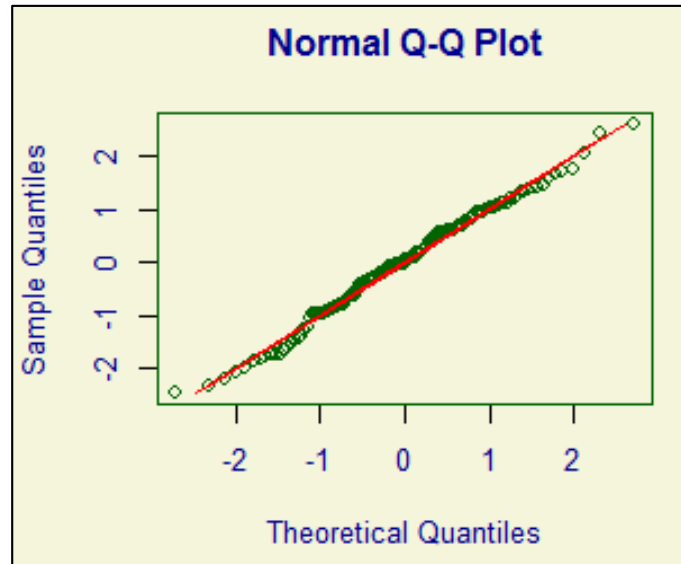


Figura 5-23. Análisis de residuos de la serie alterada en media
Fuente: Elaboración propia.

Como es el modelo 2 de la distribución normal, se puede proseguir con el diseño no estacionario. Como criterio de diseño al igual que en el caso de estudio se tomará la curva de riesgo estacionario para un periodo y vida útil de 50 años.

Al ser escenario de comprobación no se explicarán paso a paso los criterios de diseño, que fueron explicados en la metodología y en el caso de estudio. El riesgo no estacionario para la cota con probabilidad de excedencia inicial igual a 0.02 dio 91% y para el riesgo estacionario 63%, por lo que el delta de riesgo es igual a 0.28 (Ver figura 5-24).

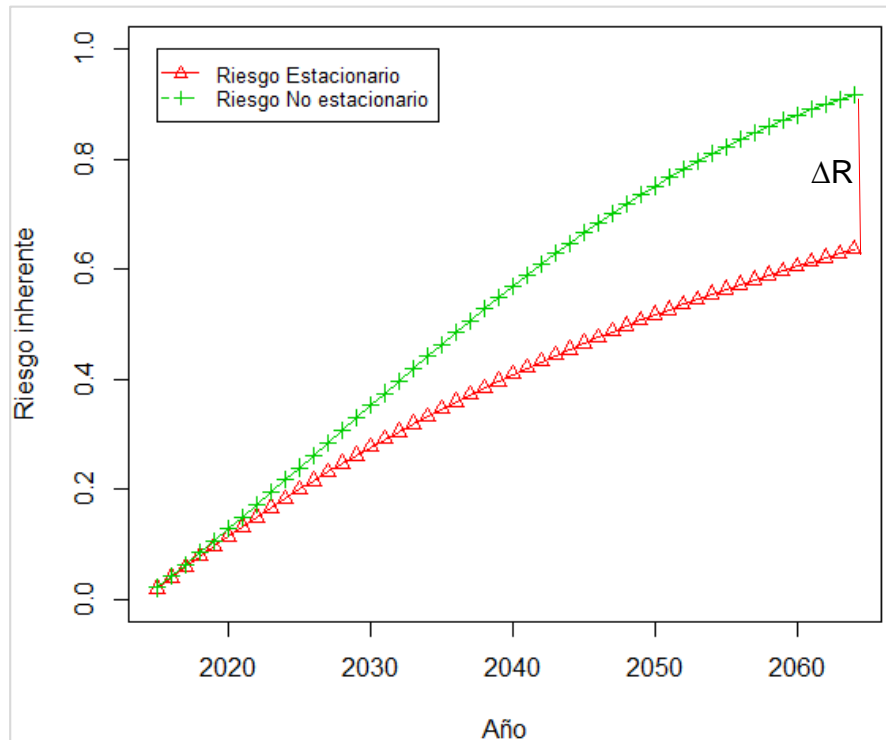


Figura 5-24. Delta de riesgo para la serie alterada en media. Fuente: Elaboración propia.

Si se decide dividir el delta de riesgo en 2, obtendríamos una intervención en la vida útil. A continuación se presentan los resultados.

$$R_o = RNE - \frac{\Delta R}{2} = 77 - 7 = 70$$

$$R_f = RNE - \Delta R = 77 - 14 = 63$$

De acuerdo con los resultados (Figura 5-25) la cota inicial de diseño será 10.70m y la final de 11m. Se tendrán una intintervencion durante la vida útil a los 28 años de haber construido el dique.

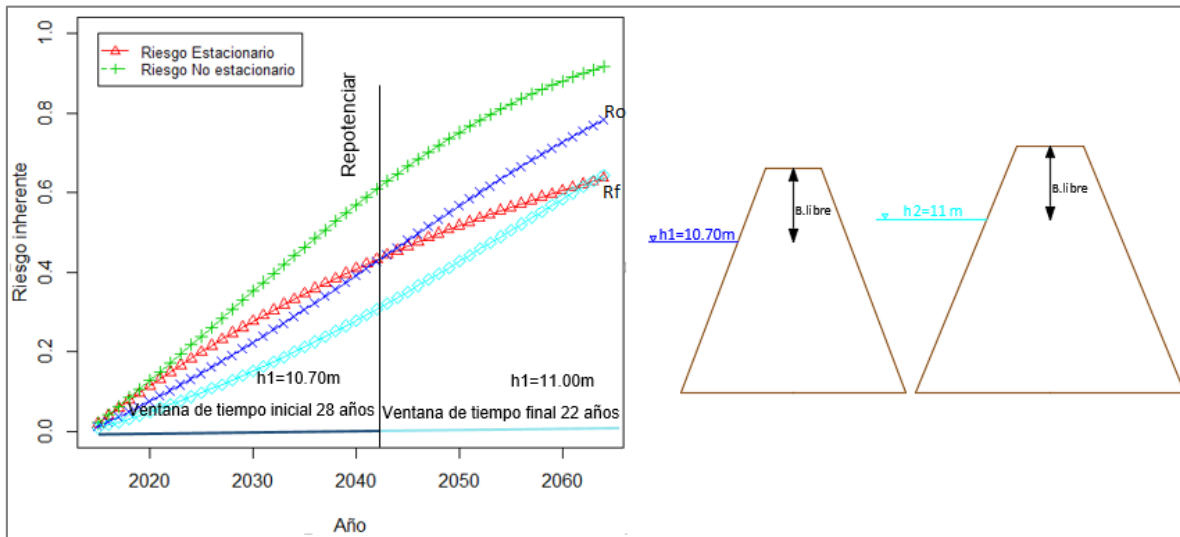


Figura 5-25. Diseño no estacionario para la serie alterada en media. Fuente:
Elaboración propia.

5.3.3 COMPROBACION MODELO 3 (NO ESTACIONARIO EN VARIANZA)

En esta comprobación se tomó la serie estacionaria generada en el capítulo 5.2.1, para volverla no estacionaria en varianza se tomaron ventanas de tiempos de 20 años a las cuales se eligieron los 3 picos de cada ventana y se le fue incrementando la magnitud ventana a ventana. En la figura 5-26, se reproduce la serie de tiempo alterada en varianza.

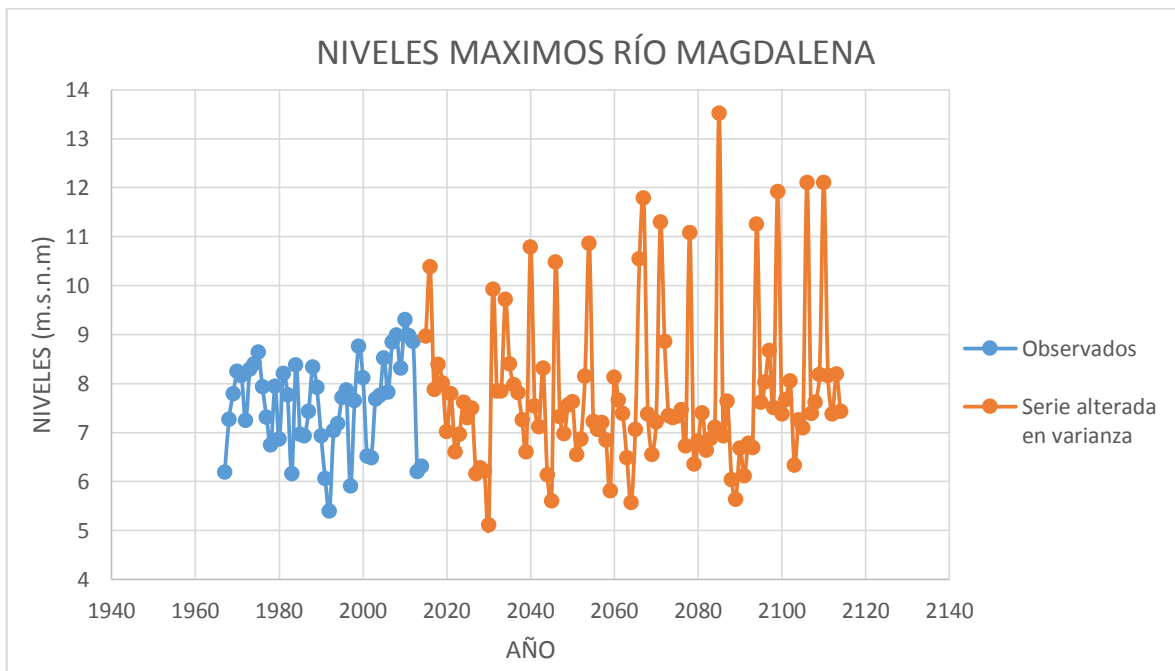


Figura 5-26. Serie sintética alterada en varianza para comprobación del modelo 2 basada en los niveles máximos de la estación calamar. Fuente: Elaboración propia

En la figura 5-27, los índices AIC comprueban que el modelo es no estacionario en varianza para cada una de las distribuciones (modelo 3). Además, el modelo 3 de distribución Lognormal es el que tiene menor índice AIC. Ahora se procede a verificar la significancia estadística de los coeficientes de la regresión.

Los coeficientes de las regresiones son estadísticamente significativos (Tabla 5-10), por lo tanto se procede a evaluar el ajuste de los datos a la distribución normal.

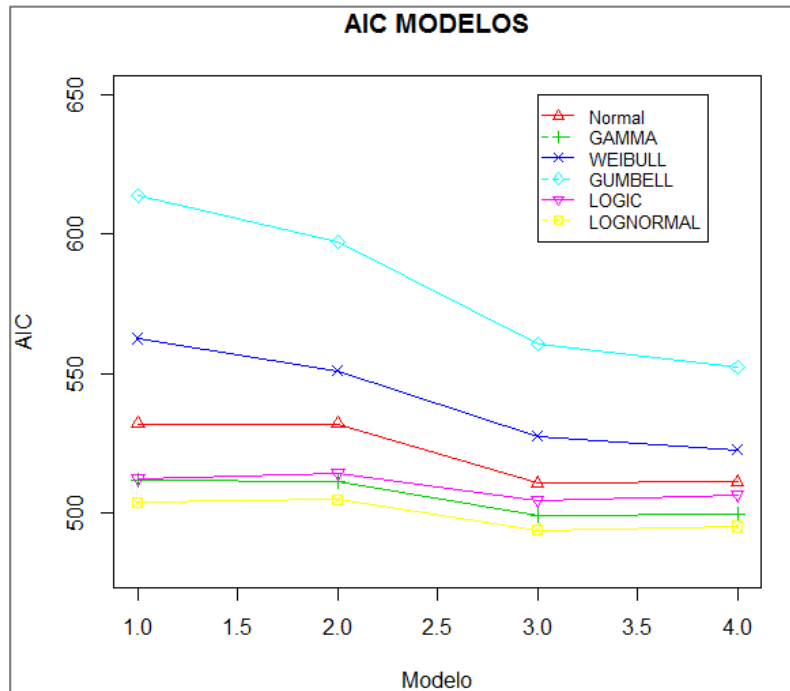


Figura 5-27. AIC modelos de la serie alterada en varianza. Fuente: Elaboración propia.

```
-----
Sigma link function: log
Sigma Coefficients:
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.222e+01  7.329e-01  -16.67  <2e-16 ***
x             5.104e-03  4.922e-05  103.70  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

-----
No. of observations in the fit: 148
Degrees of Freedom for the fit: 3
Residual Deg. of Freedom: 145
at cycle: 3

Global Deviance: 487.7718
AIC: 493.7718
SBC: 502.7635
*****
```

Tabla 5-10. Regresión y prueba T student para el modelo 3 de la distribución Lognormal de la serie alterada en varianza. Fuente: Elaboración propia.

La figura 5-28 presenta el worm plot para el modelo Lognormal 3, los datos se ajustan adecuadamente a la distribución Lognormal y de esta forma se corrobora la calidad del ajuste.

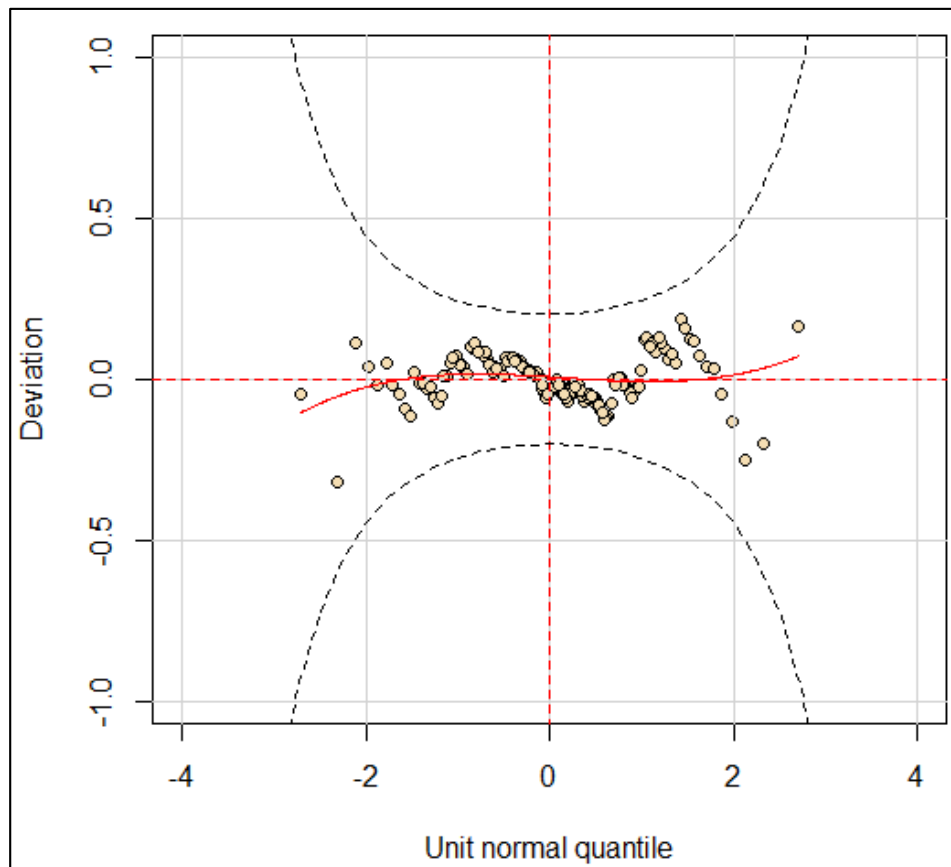


Figura 5-28. Worm plot de la serie alterada en varianza.

Fuente: Elaboración propia.

Por último, se corrobora que los residuos (figura 5-29) se ajustan bien a la distribución normal, por lo tanto se concluye que el modelo es el Lognormal 3.

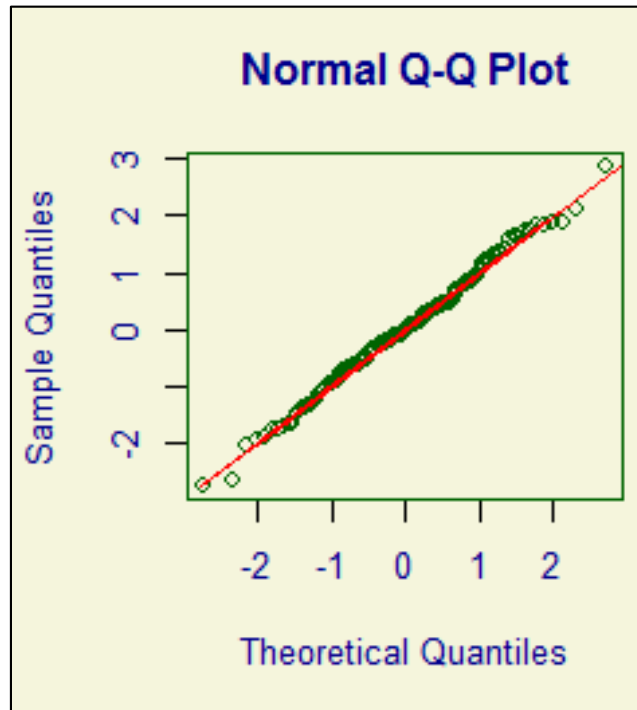


Figura 5-29. Análisis de residuos de la serie alterada en varianza

Fuente: Elaboración propia.

Como criterio de diseño al igual que en el caso de estudio se tomará la curva de riesgo estacionario para un periodo y vida útil de 50 años.

El riesgo no estacionario para la cota con probabilidad de excedencia inicial igual a 0.02 dio 83% y para el riesgo estacionario 63%, por lo que el delta de riesgo es igual a 0.20 (Ver figura 5-30).

Si se decide dividir el delta de riesgo en 2, obtendríamos una intervención en la vida útil. A continuación se presentan los resultados.

$$R_o = RNE - \frac{\Delta R}{2} = 83 - 10 = 73$$

$$R_f = RNE - \Delta R = 83 - 20 = 63$$

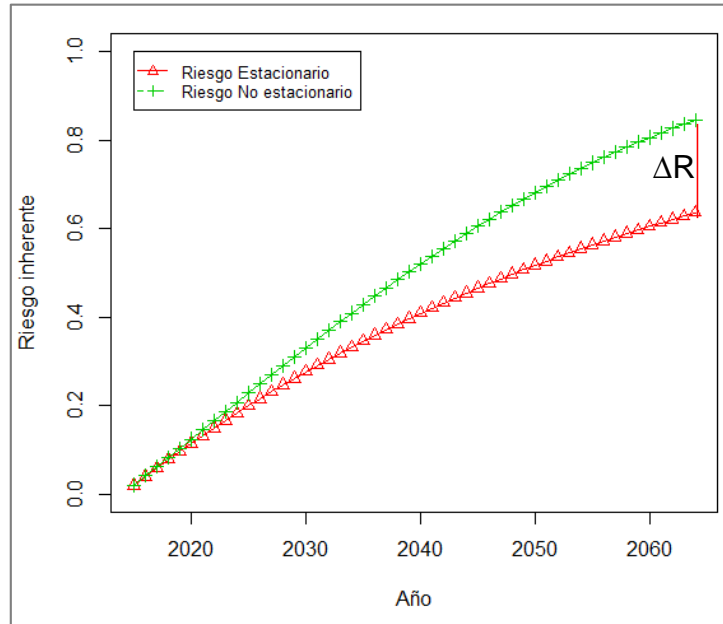


Figura 5-30. Delta de riesgo para la serie alterada en media. Fuente: Elaboración propia.

De acuerdo con los resultados (Figura 5-31) la cota inicial de diseño será 10.40m y la final de 10.60m. Se tendrá una intervención durante la vida útil a los 25 años de haber construido el dique.

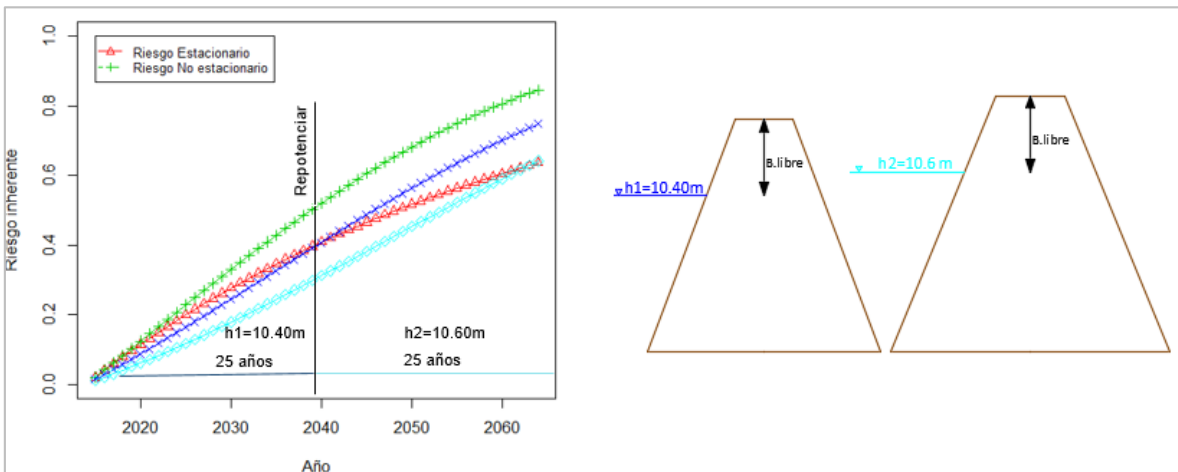


Figura 5-31. Diseño no estacionario para la serie alterada en Varianza. Fuente: Elaboración propia.

5.3.4 COMPROBACIÓN MODELO 4

Este es el modelo más complejo de simular, pero lo que se realizó fue tomar los dos modelos anteriores y hacer una sola serie sintética con ellos, es decir: a la serie con tendencia se le agregaron los picos altos de la serie alterada en varianza..

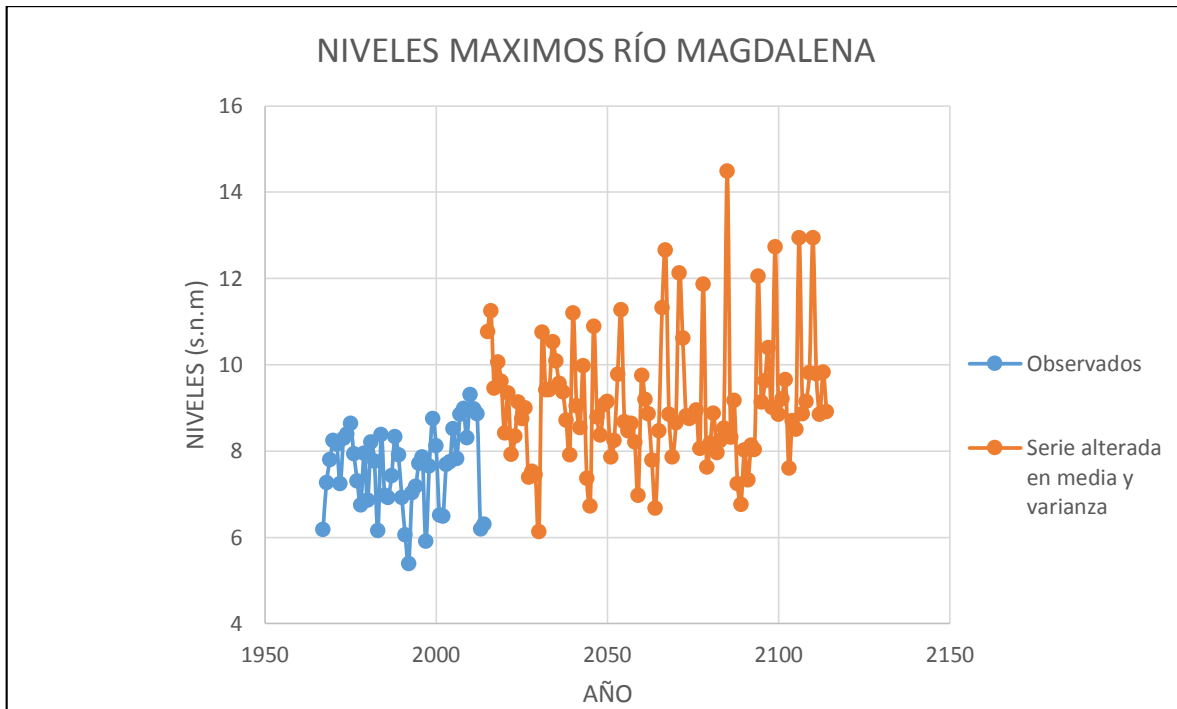


Figura 5-32. Serie sintética alterada en media y varianza para comprobación del modelo 4. Fuente: Elaboración propia

Los AIC para los diferentes modelos muestran que el menor AIC es el del modelo Lognormal 4.

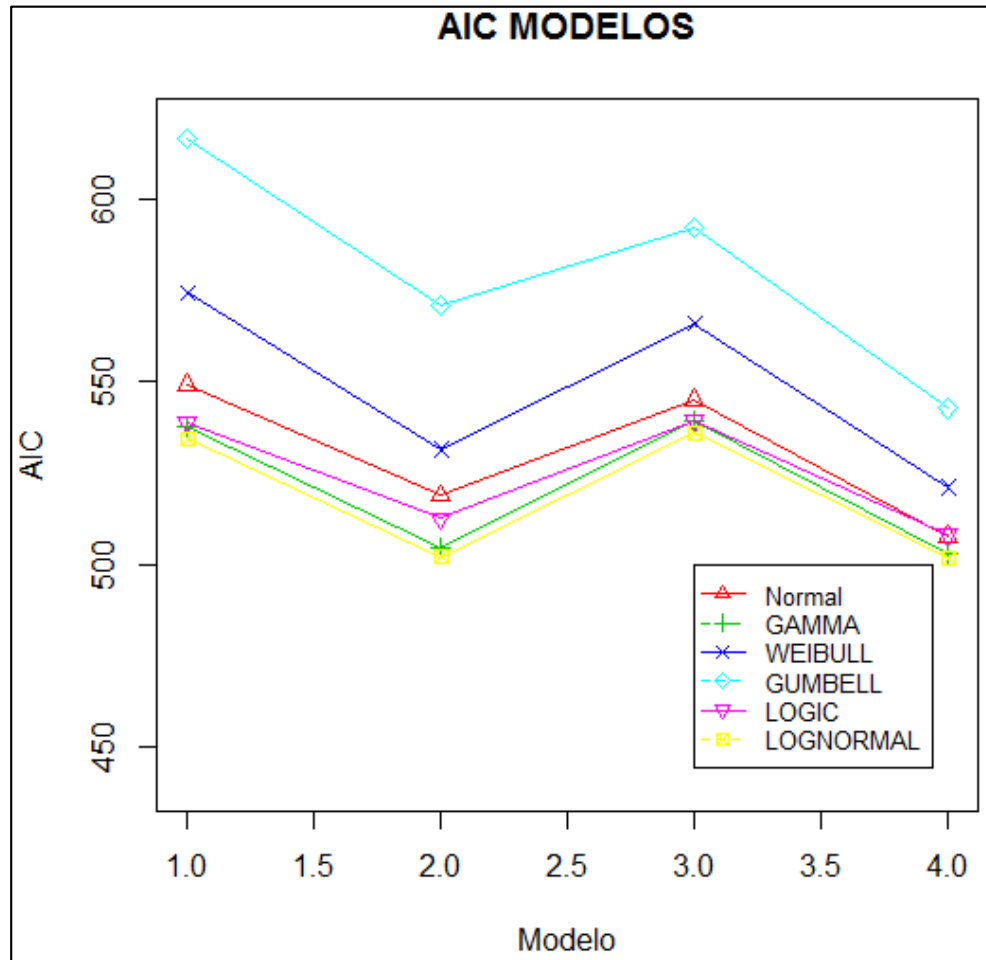


Figura 5-33. AIC de los modelos de la serie alterada en media y varianza.

Fuente: Elaboración propia.

Ahora se procede a verificar la significancia estadística de los coeficientes de la regresión. En la tabla 5-11, muestra que los coeficientes de las regresiones son estadísticamente significativos. Por lo tanto se procede a evaluar el ajuste de los datos a la distribución normal.

```

*****
Family:  c("LOGNO", "Log Normal")

Call:
gamlss(formula = y ~ x, sigma.formula = ~x, family = LOGNO, data = Qmax)

Fitting method: RS()

-----
Mu link function:  identity
Mu Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.7089840  0.5984127  -2.856  0.00493 **
x            0.0018872  0.0002944   6.410 1.95e-09 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

-----
Sigma link function:  log
Sigma Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -6.631e+00  7.384e-01  -8.98 1.37e-15 ***
x            2.322e-03  4.959e-05   46.83 < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

-----
No. of observations in the fit:  148
Degrees of Freedom for the fit:  4
      Residual Deg. of Freedom: 144
                        at cycle: 3

Global Deviance:      493.73
      AIC:             501.73
      SBC:             513.7189

```

Tabla 5-11. Regresión y prueba T student para el modelo 4 de la distribución Lognormal de la serie alterada en varianza. Fuente: Elaboración propia.

La figura 5-34, presenta el worm plot para el modelo Lognormal 4, los datos no siguen aceptablemente el “worm” y se encuentra dentro de los niveles de confianza.

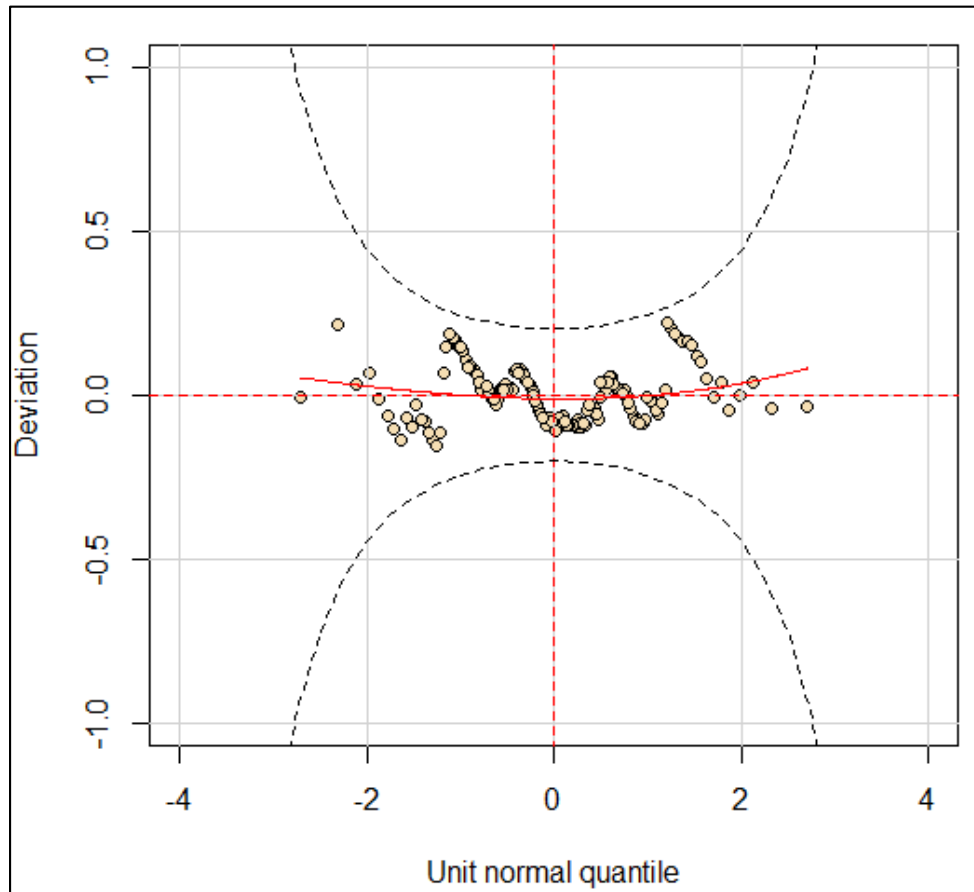


Figura 5-34. Worm plot de la serie alterada en varianza.

Fuente: Elaboración propia.

Por último, se corrobora que los residuos (figura 5-32) se ajustan bien a la distribución normal, por lo tanto se concluye que el modelo es el Lognormal 4.

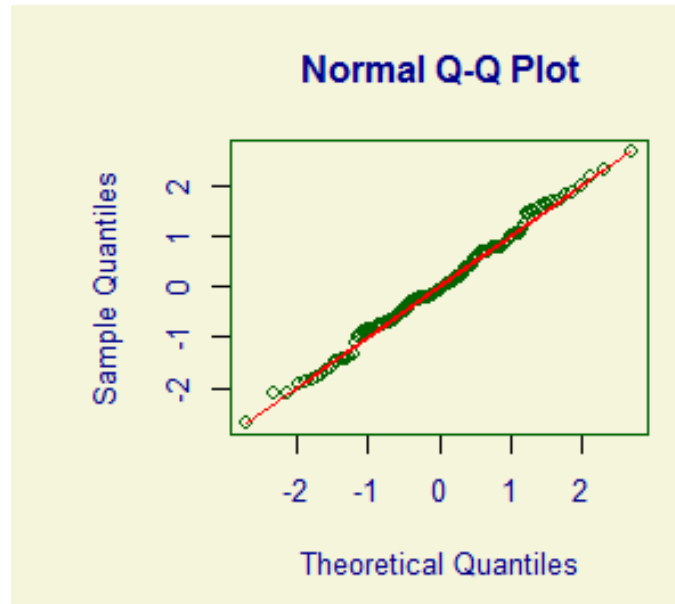


Figura 5-35. Análisis de residuos de la serie alterada en varianza

Fuente: Elaboración propia.

Como criterio de diseño al igual que en el caso de estudio se tomará la curva de riesgo estacionario para un periodo y vida útil de 50 años.

El riesgo no estacionario para la cota con probabilidad de excedencia inicial igual a 0.02 dio 91% y para el riesgo estacionario 63%, por lo que el delta de riesgo es igual a 0.31 (Ver figura 5-36).

Si se decide dividir el delta de riesgo en 2, obtendríamos una intervención en la vida útil. A continuación se presentan los resultados.

$$R_o = RNE - \frac{\Delta R}{2} = 91 - 15.5 = 78.5$$

$$R_f = RNE - \Delta R = 83 - 20 = 63$$

De acuerdo con los resultados (Figura 5-37) la cota inicial de diseño será 10.33m y la final de 10.65m. Se tendrá una intervención durante la vida útil a los 31 años de haber construido el dique.

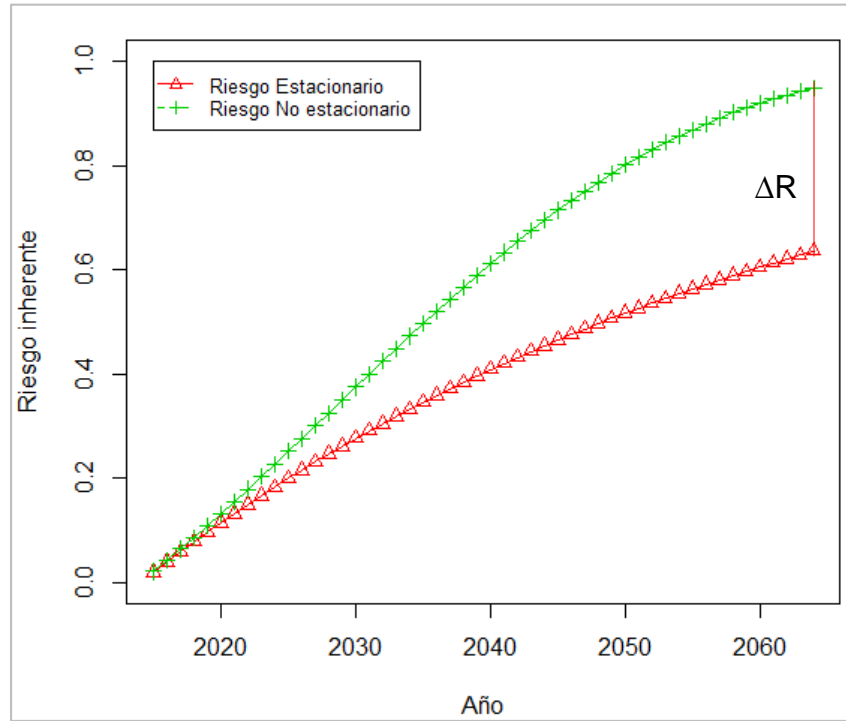


Figura 5-36. Delta de riesgo para la serie alterada en media y varianza. Fuente: Elaboración propia.

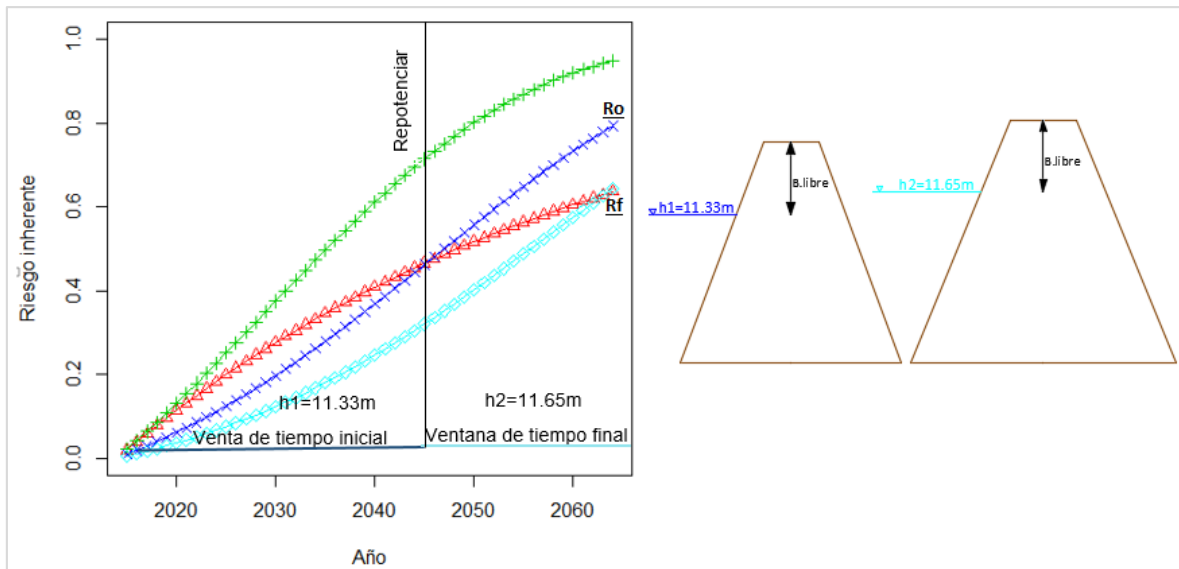



Figura 5-37. Diseño no estacionario para la serie alterada en media y varianza Varianza. Fuente: Elaboración propia.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se presentó una metodología para el diseño hidrológico de diques en ríos para niveles máximos bajo condiciones no estacionarias.

En la metodología se propone inicialmente encontrar un modelo ARIMA que represente la serie de tiempo y con ello generar escenarios sintéticos en un tiempo igual o mayor a la vida útil de la obra. Luego se modela estadísticamente la serie sintética con el modelo GAMLSS, para lo cual se han propuesto analizar 4 modelos para cada una de las distribuciones (Ver tabla 6-1). Mediante cuatro criterios de decisión se escoge el mejor modelo y se prosigue a diseñar el dique. Si el modelo elegido es el número 1 de cualquiera de las distribuciones, la metodología no se puede aplicar y se aconseja que como escenario estacionario y se realice el análisis de frecuencia tradicional para diseñar el dique.

Distribución	Función de densidad
Normal	$f_y(y \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}}$
Lognormal	$f_y(y \mu, \sigma) = \frac{1}{y\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\log y - \mu)^2}{2\sigma^2}}$
Gamma	$f_y(y \mu, \sigma) = \frac{1}{(\mu\sigma^2)^{1/\sigma^2}} \frac{y^{1/(\sigma^2-1)} e^{-y/(\mu\sigma^2)}}{\Gamma/\sigma^2}$
Weibull	$f_y(y \mu, \sigma) = \frac{\sigma y^{\sigma-1}}{\mu} e^{-(y/\mu)^\sigma}$
Gumbel	$f_y(y \mu, \sigma) = (1/\sigma) e^{-\left\{ \left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right) - e^{-\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)} \right\}}$
Logistic	$f_y(y \mu, \sigma) = (1/\sigma) e^{-\left\{ \left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right) - e^{-\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)} \right\}}$



MODELOS		
ID MODELO	μ	σ
1	Constante	Constante
2	Varia	Constante
3	Constante	Varia
4	Varia	Varia

Tabla 6-1. Modelos analizados con GAMLSS. Fuente: Elaboración propia.

Sin embargo, si los modelos elegidos son los modelos 2,3 o 4 se pueden aplicar los criterios de diseño de la metodología que se basan principalmente en cambiar el enfoque de diseño tradicional, el cual está en función de una probabilidad de excedencia constante y cambiarlo para escenarios no estacionarios en función del riesgo hidrológico. El criterio de diseño se basa en tomar como base la curva teórica de riesgo inherente estacionario, que se construye a partir de una probabilidad de

excedencia y una vida útil. Se comprobó que en algunos casos que la cota que cumple con el riesgo hidrológico, tiene para ventanas de tiempo menores un riesgo hidrológico mucho menor a la curva de riesgo estacionario, por lo tanto, se proyectó una metodología para construir el dique con ventanas de tiempos menores a la vida útil en base a la división del delta de riesgo que es la resta de la curva de riesgo estacionario y la curva de riesgo no estacionario de la cota con probabilidad de excedencia inicial igual a la del periodo de retorno estacionario. Dependiendo de las veces en que se divida el delta de riesgo, el dique tendrá n cotas para diseñarse y n-1 intervenciones durante su vida útil.

Como caso de estudio se analizó el río Magdalena en el sector de Calamar. De acuerdo con los criterios de selección el modelo Weibull 2 (no estacionario en media) fue el modelo elegido para el diseño hidrológico no estacionario.

Se decidió dividir el delta de riesgo entre 2, por la tanto el dique proyectado durante su vida útil tendrá dos cotas de diseño y por lo tanto una intervención.

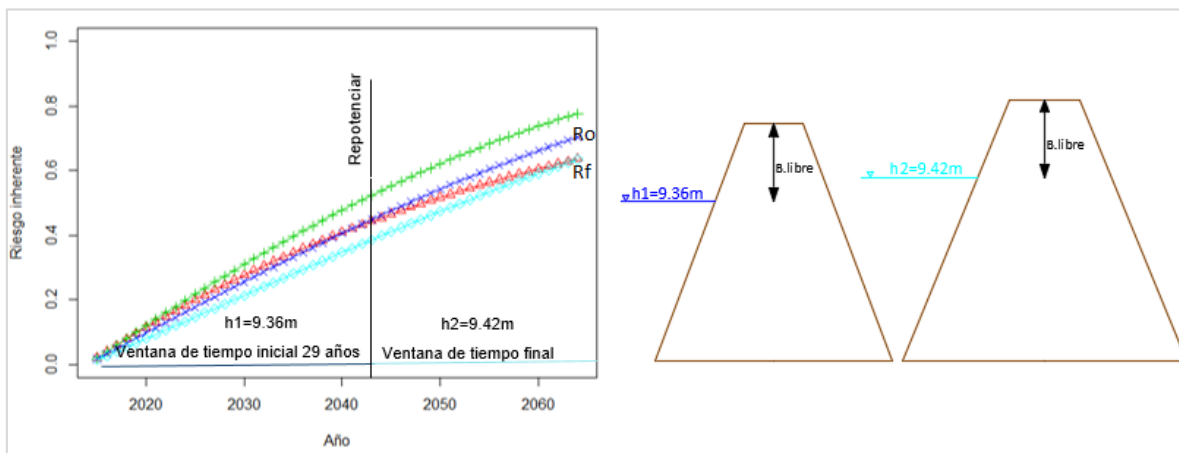


Figura 6-1. Diseño hidrológico no estacionario para el caso de estudio. Fuente: Elaboración propia.

El dique actualmente tiene una cota corona de 9.m y según los resultados si se desea que el dique cumpla con curva de riesgo teórica con periodo de retorno y vida

útil de 50 años, en un escenario no estacionario se debe repotenciar inicialmente con una cota de 9.36 para una ventana de tiempo de 29 años y cota final de 9.42.

Por otro lado, las cotas de diseño no estacionario se compararon con el resultado del criterio de diseño estacionario tradicional. La cota para el diseño estacionario fue de 9.18 una diferencia de 0.24 con la cota de diseño final del enfoque no estacionario

Por último, se realizaron escenarios sintéticos para la comprobación del modelo mostrando buenos resultados para los 4 casos analizados, concluyendo de esta forma la efectividad del modelo.

6.1 LINEAS DE INVESTIGACIONES FUTURAS

Del modelo anterior se pueden fortalecer algunas áreas para hacerlo más completo.

De las investigaciones necesarias se pueden nombrar las siguientes:

- Análisis económico como criterio de diseño.
- Predicción utilizando índices climáticos por medio de modelos Downscale
- Detención y análisis de cambios tipo “step” en la serie de tiempo.

7. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactionson Automatic Control*, 19(6), 716–723. <http://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Arce, R. (2010). *Modelos arima. Programa Citiús.-Técnicas de Previsión de variables financieras*. Recuperado a partir de http://www.uam.es/personal_pdi/economicas/eva/ecoii.html
- ASCE. (2010). So , You Live Behind a Levee ! What to Do During a Flood Watch or Flood Warning Ask Yourself This : Are My Home and Loved. ASCE.
- Benjamin, J. R., & Cornell, C. A. (1981). *Probabilidad y estadística en ingeniería civil*. McGraw-Hill. Recuperado a partir de <https://books.google.com.co/books?id=4cDBAAAACAAJ>
- Borgne, L. (2006). Chapter Ten : Evaluation of Earthen Levees.
- Chow, V., Maidment, D., & Mays, L. (1994). Hidrología aplicada. *Hidrologia aplicada*. Recuperado a partir de <http://bases.bireme.br/cgi-bin/wxislind.exe/iah/online/?IscScript=iah/iah.xis&src=google&base=REPIDISCA&lang=p&nextAction=lnk&exprSearch=158911&indexSearch=ID\nhttp://www.sidalc.net/cgi-bin/wxis.exe/?IscScript=BINA1.xis&method=post&formato=2&cantidad=1&>
- Coles, S. (2001). Extremes of Non-stationary Sequences. En *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values* (pp. 105–123). London: Springer London. http://doi.org/10.1007/978-1-4471-3675-0_6
- Coles, S., & Davison, A. (2008). Statistical Modelling of Extreme Values, 1–70. Recuperado a partir de [papers2://publication/uuid/F55B01B8-4DB7-4132-A878-3033C396A215](https://publication/uuid/F55B01B8-4DB7-4132-A878-3033C396A215)
- Cooley, D. (2013). Return Periods and Return Levels Under Climate. *Colorado State University*, 65(January 2013), 15–37. <http://doi.org/10.1007/978-94-007-4479-0>

-
- CWCB. (2006). *Colorado Floodplain and Stormwater Criteria Manual*.
- Deretsky, Z. (2006). Researchers Release Draft Final Report on New Orleans Levees. Recuperado a partir de https://nsf.gov/news/news_images.jsp?cntn_id=107007&org=NSF
- Du, T., Xiong, L., Xu, C. Y., Gippel, C. J., Guo, S., & Liu, P. (2015). Return period and risk analysis of nonstationary low-flow series under climate change. *Journal of Hydrology*, 527, 234–250. <http://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2015.04.041>
- Economía, U. N. A., & En, B. (2006). EL CANAL DEL DIQUE Y SU SUBREGION: UNA ECONOMÍA BASADA EN LA RIQUEZA HIDRICA.
- El Universal. (2010). CALAMAR BAJO EL NIVEL DEL RIO MAGDALENA. Recuperado a partir de <http://ciudadano.eluniversal.com.co/medio-ambiente/calamar-bajo-el-nivel-del-rio-magdalena.html>
- Filliben, J. (1975). The Probability Plot Correlation Coefficient Test for Normality. *Technometrics*, 17(1), 111–117.
- Galiatsatou, P., & Prinos, P. (2014). Analysing the Effects of Climate Change on Wave Height Extremes in the Greek Seas. *Iche 2014*, (2006), 773–781.
- Gilleland, E., & Katz, R. W. (2011). New software to analyze how extremes change over time. *Eos*, 92(2), 13–14. <http://doi.org/10.1029/2011EO020001>
- He, Y., Bardossy, A., & Brommundt, J. (2006). NON-STATIONARY FLOOD FREQUENCY ANALYSIS IN SOUTERN GERMANY. *Conference Hydroscience and Engineering, 2006(Iche)*.
- Kite, G. (1977). *Frequency and risk analyses in hydrology*. Fort Collins: Water Resources Publications.
- Monsalve, G. (2008). *Hidrología en la ingeniería* (2da Edició). Bogota-Colombia: Escuela Colombia de Ingeniería.

-
- Olsen, J. R., Lambert, J. H., & Haines, Y. Y. (1998). Risk of extreme events under nonstationary conditions. *Risk Analysis*, 18(4), 497–510. <http://doi.org/10.1111/j.1539-6924.1998.tb00364.x>
- Parey, S., Hoang, T. T. H., & Dacunha-Castelle, D. (2010). Different ways to compute temperature return levels in the climate change context. *Environmetrics*, 21(7-8), 698–718. <http://doi.org/10.1002/env.1060>
- Poveda, G., & Álvarez, D. (2012). El colapso de la hipótesis de estacionariedad por cambio y variabilidad climática: implicaciones para el diseño hidrológico en ingeniería. *Revista de Ingeniería*, 36, 65–76.
- Rigby, R. A., Stasinopoulos, D. M., & Lane, P. W. (2005). Generalized additive models for location, scale and shape. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C: Applied Statistics*, 54(3), 507–554. <http://doi.org/10.1111/j.1467-9876.2005.00510.x>
- Rivano, F. (2004). Análisis de eventos extremos de precipitación y su efecto en el diseño de drenaje superficial de tierras agrícolas del sur de Chile. ... *Austral de Chile, Fac. Cien. Agrar., Valdivia, Chile*, 1–107. Recuperado a partir de <http://cybertesis.uach.cl/tesis/uach/2004/far617a/doc/far617a.pdf>
- Rogers, J. D. (2009). SHOULD I TRUST THAT LEVEE?
- Salas, J. D., Asce, M., Obeysekera, J., & Asce, M. (2014). Revisiting the Concepts of Return Period and Risk for Nonstationary Hydrologic Extreme Events. *Journal of Hydrologic Engineering, ASCE*, 19(March), 554–568. [http://doi.org/10.1061/\(ASCE\)HE.1943-5584.0000820](http://doi.org/10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0000820).
- Stasinopoulos, D. M., & Rigby, R. A. (2007). and Shape (GAMLSS) in R. *Journal of statistical software*, 23(7), 1–46.
- State of California, D. of W. R. (2012). Urban Levee Design Criteria. *Flood Safe California*, (May), 98.

-
- Van Buuren, S., & Fredriks, M. (2001). Worm plot: A simple diagnostic device for modelling growth reference curves. *Statistics in Medicine*, 20(8), 1259–1277. <http://doi.org/10.1002/sim.746>
- Villarini, G., Smith, J. A., Serinaldi, F., Bales, J., Bates, P. D., & Krajewski, W. F. (2009). Flood frequency analysis for nonstationary annual peak records in an urban drainage basin. *Advances in Water Resources*, 32(8), 1255–1266. <http://doi.org/10.1016/j.advwatres.2009.05.003>
- Villavicencio, J. (2010). Introducción a Series de Tiempo. *Metodología de series de tiempo*, 4.
- Zhang, D., Yan, D., Wang, Y.-C., Lu, F., & Liu, S. (2015). GAMLSS-based nonstationary modeling of extreme precipitation in Beijing–Tianjin–Hebei region of China. *Natural Hazards*, 77(2), 1037–1053. <http://doi.org/10.1007/s11069-015-1638-5>

8. ANEXOS

8.1 Código en R para el análisis de frecuencia con GAMLSS

```
library("gamlss")

##Cargar Datos

Hmax <- read.table("C:/Users/iparodi/Google Drive/Tesis/paquetes R/nivms.txt",
header=TRUE, sep=" ", na.strings="NA", dec=".", strip.white=TRUE)

##Modelo 1 media y varianza constante

##Modelo 2 media varia y varianza constante

##Modelo 3 media constante y varianza varia

##Modelo 4 media varia y varianza varia

modelo=c(1,2,3,4)

##Modelo Dist. Normal

NOmod1 <- gamlss(y ~ 1, sigma.fo=~1, data = Hmax, family = NO)
NOmod2 <- gamlss(y ~ x, sigma.fo=~1, data = Hmax, family = NO)
NOmod3 <- gamlss(y ~ 1, sigma.fo=~x, data = Hmax, family = NO)
NOmod4 <- gamlss(y ~ x, sigma.fo=~x, data = Hmax, family = NO)

##Modelo Dist. Gamma

GAmo1 <- gamlss(y ~ 1, data = Hmax, family = GA)
GAmo2 <- gamlss(y ~ x, data = Hmax, family = GA)
GAmo3 <- gamlss(y ~ 1, sigma.fo=~ x, data = Hmax, family = GA)
GAmo4 <- gamlss(y ~ x, sigma.fo=~x, data = Hmax, family = GA)

##Modelo Dist. Weibull
```

```
WEmod1 <- gamlss(y ~ 1, data = Hmax, family = WEI)
WEmod2 <- gamlss(y ~ x, data = Hmax, family = WEI)
WEmod3 <- gamlss(y ~ 1, sigma.fo=~ x, data = Hmax, family = WEI)
WEmod4 <- gamlss(y ~ x, sigma.fo=~x, data = Hmax, family = WEI)

##Modelo Dist. Gumbel
GUmod1 <- gamlss(y ~ 1, data = Hmax, family = GU)
GUmod2 <- gamlss(y ~ x, data = Hmax, family = GU)
GUmod3 <- gamlss(y ~ 1, sigma.fo=~ x, data = Hmax, family = GU)
GUmod4 <- gamlss(y ~ x, sigma.fo=~x, data = Hmax, family = GU)

##Modelo Dist. Logistic
LOGImod1 <- gamlss(y ~ 1, data = Hmax, family = LO)
LOGImod2 <- gamlss(y ~ x, data = Hmax, family = LO)
LOGImod3 <- gamlss(y ~ 1, sigma.fo=~ x, data = Hmax, family = LO)
LOGImod4 <- gamlss(y ~ x, sigma.fo=~x, data = Hmax, family = LO)

##Modelo Dist. Lognormal
LOGNmod1 <- gamlss(y ~ 1, data = Hmax, family = LOGNO)
LOGNmod2 <- gamlss(y ~ x, data = Hmax, family = LOGNO)
LOGNmod3 <- gamlss(y ~ 1, sigma.fo=~ x, data = Hmax, family = LOGNO)
LOGNmod4 <- gamlss(y ~ x, sigma.fo=~x, data = Hmax, family = LOGNO)

NOAIC=numeric()
```

NOAIC[1]=AIC(NOmod1)

NOAIC[2]=AIC(NOmod2)

NOAIC[3]=AIC(NOmod3)

NOAIC[4]=AIC(NOmod4)

GAAIC=numeric()

GAAIC[1]=AIC(GAmod1)

GAAIC[2]=AIC(GAmod2)

GAAIC[3]=AIC(GAmod3)

GAAIC[4]=AIC(GAmod4)

WEAIC=numeric()

WEAIC[1]=AIC(WEmod1)

WEAIC[2]=AIC(WEmod2)

WEAIC[3]=AIC(WEmod3)

WEAIC[4]=AIC(WEmod4)

GUAIC=numeric()

GUAIC[1]=AIC(GUmod1)

GUAIC[2]=AIC(GUmod2)

GUAIC[3]=AIC(GUmod3)

GUAIC[4]=AIC(GUmod4)

LOGIAIC=numeric()

```
LOGIAIC[1]=AIC(LOGImod1)
LOGIAIC[2]=AIC(LOGImod2)
LOGIAIC[3]=AIC(LOGImod3)
LOGIAIC[4]=AIC(LOGImod4)
LOGNAIC=numeric()
LOGNAIC[1]=AIC(LOGNmod1)
LOGNAIC[2]=AIC(LOGNmod2)
LOGNAIC[3]=AIC(LOGNmod3)
LOGNAIC[4]=AIC(LOGNmod4)
#Seleccion modelo
plot(modelo, NOAIC,xlab = "Modelo",ylab = "AIC",ylim=c(400,450),main = "AIC
MODELOS",col =2,pch=2,type="o")
lines(GAAIC,col=3,type="o",pch=3)
lines(WEAIC,col=4,type="o",pch=4)
lines(GUAIC,col=5,type="o",pch=5)
lines(LOGIAIC,col=6,type="o",pch=6)
lines(LOGNAIC,col=7,type="o",pch=7)
legend(3, 450,
c("Normal","GAMMA","WEIBULL","GUMBELL","LOGIC","LOGNORMAL"),
cex=0.8,col=2:7, pch=2:22, lty=1:2);
#Worm plot
wp(WEmod2)
```

```
#Ploteo de residuos
```

```
plot(WEmod2)
```

```
#SALIDAS
```

```
summary(WEmod2)
```

```
fittedPlot(WEmod2,x=Hmax$x,xlab="Año")
```

```
centiles(WEmod2, xvar=Hmax$x,xlab="Año",ylab="Nivel(m.s.n.m)", col.cent=2:7,  
cent=c(57,80,90,96,98,99))
```

8.2 Código en R para el diseño de dique por Weibull modelo 2(Caso de estudio)

```
#Diseño por Riesgo Para tesis

#Parametros Distribucion No estacionaria

Insigma=coef(WEmod2,what=c("sigma"))

Inmu=coef(WEmod2,what=c("mu"))

mu=coef(WEmod2,what=c("mu"))

sigma=exp(Insigma)

#Leer Periodo de retorno y Vida util

print("Escriba el Periodo de retorno")

To=scan()

print("Escriba la vida util de la obra")

n=scan()

Ho=qweibull(1-1/To,sigma,exp(mu[1]+mu[2]*(2014)))

print(paste("La cota para analisis estacionario es:", Ho))

#Riesgo Estacionario

año=numeric()

riesgoest=numeric()

for( i in 1:n){riesgoest[i]=1-(1-1/To)^i;año[i]=2014+i;}

riesgoest[50]
```

```
#Riesgo NO Estacionario

probexc=numeric()

Riesgoin=numeric()

mult=1

for( i in 1:n){probexc[i]=1-
pweibull(Ho,exp(coef(WEmod2,what=c("sigma"))),exp(mu[1]+mu[2]*(2014+i)));mult
=mult*(1-probexc[i]);Riesgoin[2014+i]=1-mult}

plot(año,riesgoest,xlab = "Año",ylab = "Riesgo inherente",ylim=c(0,1),main =
"Comparación de Riesgos",col =2,pch=2,type="o")

lines(Riesgoin,col=3,type="o",pch=3)

legend(2015,1, c("Riesgo Estacionario","Riesgo No estacionario"),
cex=0.8,col=2:3, pch=2:3, lty=1:2);

plot(año,probexc,xlab = "Año",ylab = "Probabilidad de
excedencia",ylim=c(0,0.1),main = "Probabilidad de excedencia",col
=2,pch=2,type="l")

legend(2015,0.1, c("Probabilidad de excedencia"), cex=0.8,col=2, lty=1:2);

DeltaR=Riesgoin[2014+n]-riesgoest[n]

DeltaR

#En cuanto quiere dividir el deltaR?

divR=scan()

DeltaRdis=DeltaR/divR

print(paste("El DeltaR para el diseño es:", DeltaRdis*100))
```

```
Riesgoinicial=Riesgoin[2014+n]-DeltaRdis

Riesgofinal=riesgoest[n]

sw=0

probexc1=numeric()

año1=numeric()

multi=1

QT=8

Riesgoin1=numeric()

for( i in 1:n){probexc1[i]=1-
pweibull(QT,exp(coef(WEmod2,what=c("sigma"))),exp(mu[1]+mu[2]*(2014+i)));mult
i=multi*(1-probexc1[i]);Riesgoin1[2014+i]=1-multi}

while(sw==0){for( i in 1:50){probexc1[i]=1-
pweibull(QT,exp(coef(WEmod2,what=c("sigma"))),exp(mu[1]+mu[2]*(2014+i)));mult
i=multi*(1-probexc1[i]);Riesgoin1[2014+i]=1-multi};if(Riesgoin1[2064]-
Riesgoinicial<0.01){sw=1}else {QT=QT+.01;multi=1}}

print(paste("La altura inicial del dique es:", QT))

sw=0

probexc2=numeric()

año1=numeric()

multi2=1

HT2=8

Riesgoin2=numeric()
```

```
while(sw==0){for( i in 1:50){probexc2[i]=1-  
pweibull(HT2,exp(coef(WEmod2,what=c("sigma"))),exp(mu[1]+mu[2]*(2014+i)));mu  
lti2=multi2*(1-probexc2[i]);Riesgoin2[2014+i]=1-multi2;if(Riesgoin2[2064]-  
Riesgofinal<0.01){sw=1}else {HT2=HT2+0.01;multi2=1}}  
  
print(paste("La altura final del dique es:", HT2))  
  
lines(Riesgoin1,col=4,type="o",pch=4)  
  
lines(Riesgoin2,col=5,type="o",pch=5)  
  
legend(2015,1, c("Riesgo Estacionario", "Riesgo No estacionario"),  
cex=0.8,col=2:3, pch=2:3, lty=1:2);
```

8.3 Código en R para el diseño de dique por Normal modelo 2(Caso de comprobación)

```
#Diseño por Riesgo Para tesis

#Parametros Distribucion No estacionaria

Insigma=coef(NOmod2,what=c("sigma"))

mu=coef(NOmod2,what=c("mu"))

sigma=exp(Insigma)

#Leer Periodo de retorno y Vida util

print("Escriba el Periodo de retorno")

To=scan()

print("Escriba la vida util de la obra")

n=scan()

Qo=qnorm(1-1/To,mu[1]+mu[2]*(2014),sigma)

print(paste("La cota para analisis estacionario es:", Qo))

#Riesgo Estacionario

año=numeric()

riesgoest=numeric()

for( i in 1:n){riesgoest[i]=1-(1-1/To)^i;año[i]=2014+i;}

riesgoest[50]

#Riesgo NO Estacionario

probexc=numeric()

Riesgoin=numeric()
```

```
mult=1

for( i in 1:n){probexc[i]=1-
pnorm(Qo,mu[1]+mu[2]*(2014+i),exp(coef(NOmod2,what=c("sigma"))));mult=mult*(
1-probexc[i]);Riesgoin[2014+i]=1-mult}

plot(año,riesgoest,xlab = "Año",ylab = "Riesgo inherente",ylim=c(0,1),main =
"Comparación de Riesgos",col =2,pch=2,type="o")

lines(Riesgoin,col=3,type="o",pch=3)

legend(2015,1, c("Riesgo Estacionario","Riesgo No estacionario"),
cex=0.8,col=2:3, pch=2:3, lty=1:2);

DeltaR=Riesgoin[2014+n]-riesgoest[n]

DeltaR

#En cuanto quiere dividir el deltaR?

divR=scan()

DeltaRdis=DeltaR/divR

print(paste("El DeltaR para el diseño es:", DeltaRdis*100))

Riesgoinicial=Riesgoin[2014+n]-DeltaRdis

Riesgofinal=riesgoest[n]

sw=0

probexc1=numeric()

año1=numeric()

multi=1

QT=7

Riesgoin1=numeric()
```

```
for( i in 1:n){probexc1[i]=1-  
pnorm(QT,mu[1]+mu[2]*(2014+i),exp(coef(NOmod2,what=c("sigma"))));multi=multi  
*(1-probexc1[i]);Riesgoin1[2014+i]=1-multi}  
  
while(sw==0){for( i in 1:50){probexc1[i]=1-  
pnorm(QT,mu[1]+mu[2]*(2014+i),exp(coef(NOmod2,what=c("sigma"))));multi=multi  
*(1-probexc1[i]);Riesgoin1[2014+i]=1-multi};if(Riesgoin1[2064]-  
Riesgoinicial<0.01){sw=1}else {QT=QT+0.01;multi=1}}  
  
print(paste("La altura inicial del dique es:", QT))  
  
sw=0  
  
probexc2=numeric()  
  
año1=numeric()  
  
multi2=1  
  
QT2=7  
  
Riesgoin2=numeric()  
  
while(sw==0){for( i in 1:50){probexc2[i]=1-  
pnorm(QT2,mu[1]+mu[2]*(2014+i),exp(coef(NOmod2,what=c("sigma"))));multi2=m  
ulti2*(1-probexc2[i]);Riesgoin2[2014+i]=1-multi2};if(Riesgoin2[2064]-  
Riesgofinal<0.01){sw=1}else {QT2=QT2+0.01;multi2=1}}  
  
print(paste("La altura final del dique es:", QT2))  
  
lines(Riesgoin1,col=4,type="o",pch=4)  
  
lines(Riesgoin2,col=5,type="o",pch=5)
```

8.4 Código en R para el diseño de dique por Lognormal modelo 3(Caso de comprobación)

```
#Parametros Distribucion No estacionaria

Insigma=coef(LOGNmod3,what=c("sigma"))

mu=coef(LOGNmod3,what=c("mu"))

sigma=exp(Insigma)

#Leer Periodo de retorno y Vida util

print("Escriba el Periodo de retorno")

To=scan()

print("Escriba la vida util de la obra")

n=scan()

Qo=qlnorm(1-1/To,mu,exp(Insigma[1]+Insigma[2]*2014))

print(paste("La cota para analisis estacionario es:", Qo))

#Riesgo Estacionario

año=numeric()

riesgoest=numeric()

for( i in 1:n){riesgoest[i]=1-(1-1/To)^i;año[i]=2014+i;}

riesgoest[50]

#Riesgo NO Estacionario

probexc=numeric()

Riesgoin=numeric()

mult=1
```

```
for( i in 1:n){probexc[i]=1-  
pnorm(Qo,mu,exp(lnsigma[1]+lnsigma[2]*(i+2014)));mult=mult*(1-  
probexc[i]);Riesgoin[2014+i]=1-mult}  
  
plot(año,riesgoest,xlab = "Año",ylab = "Riesgo inherente",ylim=c(0,1),main =  
"Comparación de Riesgos",col =2,pch=2,type="o")  
  
lines(Riesgoin,col=3,type="o",pch=3)  
  
legend(2015,1, c("Riesgo Estacionario","Riesgo No estacionario"),  
cex=0.8,col=2:3, pch=2:3, lty=1:2);  
  
DeltaR=Riesgoin[2014+n]-riesgoest[n]  
  
DeltaR  
  
#En cuanto quiere dividir el deltaR?  
  
divR=scan()  
  
DeltaRdis=DeltaR/divR  
  
print(paste("El DeltaR para el diseño es:", DeltaRdis*100))  
  
Riesgoinicial=Riesgoin[2014+n]-DeltaRdis  
  
Riesgofinal=riesgoest[n]  
  
sw=0  
  
probexc1=numeric()  
  
año1=numeric()  
  
multi=1  
  
QT=7  
  
Riesgoin1=numeric()
```

```
for( i in 1:n){probexc1[i]=1-  
pnorm(QT,mu,exp(lnsigma[1]+lnsigma[2]*(i+2014)));multi=multi*(1-  
probexc1[i]);Riesgoin1[2014+i]=1-multi}  
  
while(sw==0){for( i in 1:50){probexc1[i]=1-  
pnorm(QT,mu,exp(lnsigma[1]+lnsigma[2]*(i+2014)));multi=multi*(1-  
probexc1[i]);Riesgoin1[2014+i]=1-multi};if(Riesgoin1[2064]-  
Riesgoinicial<0.01){sw=1}else {QT=QT+0.01;multi=1}}  
  
print(paste("La altura inicial del dique es:", QT))  
  
sw=0  
  
probexc2=numeric()  
  
año1=numeric()  
  
multi2=1  
  
QT2=7  
  
Riesgoin2=numeric()  
  
while(sw==0){for( i in 1:50){probexc2[i]=1-  
pnorm(QT2,mu,exp(lnsigma[1]+lnsigma[2]*(i+2014)));multi2=multi2*(1-  
probexc2[i]);Riesgoin2[2014+i]=1-multi2};if(Riesgoin2[2064]-  
Riesgofinal<0.01){sw=1}else {QT2=QT2+0.01;multi2=1}}  
  
print(paste("La altura final del dique es:", QT2))  
  
lines(Riesgoin1,col=4,type="o",pch=4)  
  
lines(Riesgoin2,col=5,type="o",pch=5)
```

8.5 Código en R para el diseño de dique por Lognormal modelo 4(Caso de comprobación)

```
#Diseño por Riesgo Para tesis

#Parametros Distribucion No estacionaria

Insigma=coef(LOGNmod4,what=c("sigma"))

mu=coef(LOGNmod4,what=c("mu"))

sigma=exp(Insigma)

#Leer Periodo de retorno y Vida util

print("Escriba el Periodo de retorno")

To=scan()

print("Escriba la vida util de la obra")

n=scan()

Qo=qlnorm(1-1/To,mu[1]+mu[2]*(2014),exp(Insigma[1]+Insigma[2]*2014))

print(paste("La cota para analisis estacionario es:", Qo))

#Riesgo Estacionario

año=numeric()

riesgoest=numeric()

for( i in 1:n){riesgoest[i]=1-(1-1/To)^i;año[i]=2014+i;}

riesgoest[50]

#Riesgo NO Estacionario

probexc=numeric()

Riesgoin=numeric()
```

```
mult=1

for( i in 1:n){probexc[i]=1-
plnorm(Qo,mu[1]+mu[2]*(i+2014),exp(Insigma[1]+Insigma[2]*(i+2014)));mult=mult*(
1-probexc[i]);Riesgoin[2014+i]=1-mult}

plot(año,riesgoest,xlab = "Año",ylab = "Riesgo inherente",ylim=c(0,1),main =
"Comparación de Riesgos",col =2,pch=2,type="o")

lines(Riesgoin,col=3,type="o",pch=3)

legend(2015,1, c("Riesgo Estacionario","Riesgo No estacionario"),
cex=0.8,col=2:3, pch=2:3, lty=1:2);

DeltaR=Riesgoin[2014+n]-riesgoest[n]

DeltaR

#En cuanto quiere dividir el deltaR?

divR=scan()

DeltaRdis=DeltaR/divR

print(paste("El DeltaR para el diseño es:", DeltaRdis*100))

Riesgoinicial=Riesgoin[2014+n]-DeltaRdis

Riesgofinal=riesgoest[n]

sw=0

probexc1=numeric()

año1=numeric()

multi=1

QT=7

Riesgoin1=numeric()
```

```
for( i in 1:n){probexc1[i]=1-  
plnorm(QT,mu[1]+mu[2]*(i+2014),exp(lnsigma[1]+lnsigma[2]*(i+2014)));multi=multi  
*(1-probexc1[i]);Riesgoin1[2014+i]=1-multi}  
  
while(sw==0){for( i in 1:50){probexc1[i]=1-  
plnorm(QT,mu[1]+mu[2]*(i+2014),exp(lnsigma[1]+lnsigma[2]*(i+2014)));multi=multi  
*(1-probexc1[i]);Riesgoin1[2014+i]=1-multi};if(Riesgoin1[2064]-  
Riesgoinicial<0.001){sw=1}else {QT=QT+0.001;multi=1}}  
  
print(paste("La altura inicial del dique es:", QT))  
  
sw=0  
  
probexc2=numeric()  
  
año1=numeric()  
  
multi2=1  
  
QT2=7  
  
Riesgoin2=numeric()  
  
while(sw==0){for( i in 1:50){probexc2[i]=1-  
plnorm(QT2,mu[1]+mu[2]*(i+2014),exp(lnsigma[1]+lnsigma[2]*(i+2014)));multi2=m  
ulti2*(1-probexc2[i]);Riesgoin2[2014+i]=1-multi2};if(Riesgoin2[2064]-  
Riesgofinal<0.01){sw=1}else {QT2=QT2+0.01;multi2=1}}  
  
print(paste("La altura final del dique es:", QT2))  
  
lines(Riesgoin1,col=4,type="o",pch=4)  
  
lines(Riesgoin2,col=5,type="o",pch=5)
```

8.6 Código en R para la generación de escenarios sintéticos

```
#Cargar Package Serie de tiempo
```

```
library(forecast)
```

```
#Cargar datos
```

```
Nivm=c(6.18, 7.26, 7.79, 8.24, 8.15, 7.24, 8.29, 8.39, 8.63, 7.93, 7.3, 6.74, 7.94,  
6.86, 8.2, 7.76, 6.15, 8.37, 6.96, 6.92, 7.42, 8.33, 7.91, 6.92, 6.05, 5.39, 7.03, 7.18,  
7.71, 7.86, 5.9, 7.64, 8.75, 8.11, 6.51, 6.48, 7.68, 7.75, 8.51, 7.82, 8.84, 8.98,  
8.305, 9.3, 8.97, 8.855, 6.19, 6.3)
```

```
fit <- Arima(Nivm,c(0,1,1), seasonal=list(order=c(2,0,2),period=4))
```

```
x=simulate(fit,nsim=100)
```

```
plot(x)
```

8.7 Código en R para Periodo de retorno no estacionario.

```
#Periodo de retorno no estacionario Para tesis

#Parametros Distribucion No estacionaria

Insigma=coef(WEmod2,what=c("sigma"))

lnmu=coef(WEmod2,what=c("mu"))

mu=coef(WEmod2,what=c("mu"))

sigma=exp(Insigma)

#Leer Periodo de retorno y Vida util

print("Escriba el Periodo de retorno")

To=scan()

print("Escriba la vida util de la obra")

n=scan()

Yi=7

ocurrencia=1

sw=0

probexcn=numeric()

while(sw==0){for(i in 1:50){probexcn[i]=1-
pweibull(Yi,exp(coef(WEmod2,what=c("sigma"))),exp(mu[1]+mu[2]*(2014+i)));año[i
]=2015+i};probexac=sum(probexcn);if(probexac-ocurrencia<0.001){sw=1}else
{Yi=Yi+0.001}}

plot(año, probexcn,xlab = "Años",ylab = "Probabilidad de excedencia",main =
"Probabilidad de excedencia T no estacionario de 50 años",type = "l",col = 5)

lines(año,probexcn,col=6,type="l",pch=6)
```

legend(2015,0.028, c("Probabilidad de excedencia T no
estacionario", "Probabilidad de excedencia T estacionario"),
cex=0.8,col=5:6,lty=1:2)