

Departamento de Obras Civiles

**ANÁLISIS DE FRECUENCIA NO ESTACIONARIO  
COMO UNA HERRAMIENTA PARA LA  
VERIFICACIÓN DEL DISEÑO DE OBRAS  
HIDRÁULICAS BAJO UN ESCENARIO CLIMÁTICO  
CAMBIANTE**

Memoria de Título presentada por

**CARLOS TOMÁS STAPLEFIELD ZAPATA**

como requisito parcial para optar al título de la carrera de

**Ingeniería Civil**

Profesor Guía  
Álvaro Ossandón

Julio de 2024



## CONSTANCIA DE VALIDACIÓN Y CONFIDENCIALIDAD DE MONOGRAFÍA A REPOSITORIO ACADÉMICO

### 1.- IDENTIFICACIÓN DEL TRABAJO ACADÉMICO

**Tipo de monografía (marcar una opción):**  Memoria o trabajo de título  Tesis de Postgrado  
Análisis de frecuencia no estacionario como una herramienta para la verificación del diseño

**Título del trabajo:** de obras hidráulicas bajo un escenario climático cambiante.

**Nombre del candidato(a):** Carlos Tomás Staplefield Zapata

**Carrera / Grado:** Ingeniería Civil

**Campus:** San Joaquín **Departamento:** de Obras Civiles

### 2.- VALIDACIÓN DEL PROFESOR GUÍA/DIRECTOR DE TESIS

Yo, Álvaro Humberto Ossandón Álvarez, en mi calidad de profesor(a) guía/director(a) del trabajo académico mencionado anteriormente **DEJO CONSTANCIA** que:

- He revisado esta versión del documento y corresponde a la versión final aprobada del trabajo.
- El trabajo cumple con los requisitos académicos y de formato establecidos por la institución.

### 3.- EVALUACIÓN DE CONFIDENCIALIDAD POR PROPIEDAD INDUSTRIAL (marcar una opción)

El trabajo **NO contiene** información que amerite confidencialidad y puede ser publicado de inmediato en repositorio con acceso abierto.

El trabajo **CONTIENE** información con potenciales implicancias de propiedad industrial o intelectual y requiere un periodo de confidencialidad (**embargo**) por (**marcar una opción**):

6 meses  12 meses  2 años  3 años  5 años  10 años

**Fundamentación de la necesidad de confidencialidad (obligatorio si se solicita embargo):**

---

---

---

### 4.- FIRMAS

**Profesor(a) guía o director(a) de memoria o tesis:**

**Fecha:** 21/10/2025 **Firma:** 

**Estudiante o Candidato(a):**

**Fecha:** 21/10/2025 **Firma:** 

*Este formulario debe ser insertado como página 2 de la memoria o tesis, completado y firmado por estudiante y profesor(a) antes de la entrega en portal PRISMA de Biblioteca USM.*



UNIVERSIDAD TECNICA  
FEDERICO SANTA MARIA

TITULO DE LA TESIS:

**Análisis de Frecuencia No Estacionario como una Herramienta para la Verificación del Diseño de Obras Hidráulicas en un Escenario Climático Cambiante"**

AUTOR:

**Carlos Tomás Staplefield Zapata**

TRABAJO DE MEMORIA, presentado como requisito parcial para optar al título de la carrera de INGENIERIA CIVIL de la Universidad Técnica Federico Santa María.

Nombre

Firma

Álvaro Ossandón

.....

Miembro 1 Comisión

.....

Miembro 2 Comisión

.....

Santiago, Chile, Julio de 2024

# **Análisis de Frecuencia No Estacionario como una Herramienta para la Verificación del Diseño de Obras Hidráulicas en un Escenario Climático Cambiante"**

Carlos Staplefield<sup>1</sup>, Álvaro Ossandón<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Departamento de Obras Civiles, Universidad Técnica Federico Santa María, Santiago/Valparaíso, Chile.

## **Resumen**

En Chile, el diseño de las obras hidráulicas se basa en el supuesto de que las variables hidrológicas son estacionarias, es decir, se mantienen constantes a lo largo del tiempo. Sin embargo, diversos estudios han cuestionado esta premisa, señalando que la estacionariedad es dudosa debido, principalmente, al cambio climático y a la variabilidad climática de baja frecuencia. Por ello, se ha realizado un análisis de frecuencia no estacionario de las series anuales de caudales máximos diarios en seis casos de estudio, abarcando desde Arica hasta Punta Arenas.

Para llevar a cabo este análisis no estacionario, se emplearon modelos aditivos generalizados para ubicación, escala y forma (GAMLSS, por sus siglas en inglés). Estos modelos proporcionan un marco adaptable para condiciones de no estacionariedad, permitiendo capturar relaciones complejas entre predictores (como variables climáticas locales o índices climáticos de gran escala) y la respuesta observada.

Además, se realizó un análisis estacionario de las series anuales de caudales máximos, ajustando distribuciones de probabilidad como Pearson 3, Gamma, Log-Normal y Gumbel. Estos resultados se compararon con los modelos no estacionarios mediante el método de Nivel de Vida del Diseño (Design Life Level, DLL). Este método iterativo consiste en igualar los riesgos de ambos enfoques, obteniendo magnitudes de diseño no estacionarias asociadas a distintos periodos de retorno.

Los resultados muestran que las magnitudes no estacionarias son, en todos los casos, mayores que las estacionarias. Para las crecidas con un periodo de retorno de 100 años, las diferencias varían desde 1.5 m<sup>3</sup>/s para la estación Río Caracarani en Humalpaca, hasta 853.4 m<sup>3</sup>/s para la estación Río Maipo en Cabimbao. Estas diferencias sugieren un posible subdimensionamiento en las obras hidráulicas, las cuales no fueron diseñadas considerando eventos más extremos derivados del cambio climático y la variabilidad climática.

**Palabras claves:** Análisis no estacionario, GAMLSS, Cambio climático, Nivel de Vida del Diseño.

## **Abstract**

In Chile, the design of hydraulic structures considers hydrological variables to be stationary, meaning they remain constant over time. However, various studies question this premise, indicating that stationarity is dubious due to climate change and low-frequency climate variability. Therefore, a non-stationary frequency analysis of the annual series of daily maximum flows is conducted for six case studies, ranging from Arica to Punta Arenas.

To perform this non-stationary analysis, Generalized Additive Models for Location, Scale, and Shape (GAMLSS) are used. These models provide a flexible framework for non-stationary conditions, allowing the capture of complex relationships between predictors (such as local climatic variables or large-scale climate indices) and the observed response.

In addition, a stationary analysis of the annual series of maximum flows is conducted by fitting probability distributions such as Pearson 3, Gamma, Log-Normal, and Gumbel. These results are compared with the non-stationary models using the Design Life Level (DLL) method. This iterative method involves equalizing the risks of both approaches, obtaining non-stationary design magnitudes associated with different return periods.

The results show that non-stationary magnitudes are, in all cases, higher than the stationary ones. For floods with a return period of 100 years, the differences range from 1.5 m<sup>3</sup>/s for the Río Caracarani station in Humalpaca to 853.4 m<sup>3</sup>/s for the Río Maipo station in Cabimbao. These differences suggest a possible underestimation in the design of hydraulic structures, which are not designed considering more extreme events resulting from climate change and climate variability.

**Keywords: Non-stacionary analysis, GAMLSS, Climate change, Design Life Level.**

# 1 Introducción

Estudios en el noroeste de México han identificado cambios significativos en el ciclo hidrológico de las cuencas y en la frecuencia de las crecidas (Álvarez & Escalante, 2016). También se espera que el calentamiento global afecte el curso del ciclo del agua, exacerbando los eventos hidrológicos extremos, como el que afectó a las regiones entre Valparaíso y Biobío en Chile durante el año 2023 dejando más de 30.000 personas aisladas. Esto va de la mano con estudios que predicen un aumento en el riesgo de inundaciones relacionadas con el cambio climático en gran parte del mundo, mientras que en otras regiones se esperan sequías más intensas. Van Dongen et al. (2022) menciona un aumento de las tasas de precipitación y descarga durante El Niño y una disminución de estas durante La Niña. Por lo tanto, se considera que la variabilidad climática de baja frecuencia, como El Niño-Oscilación del Sur (ENOS) y la Oscilación del Pacífico (PDO), es uno de los principales factores que explican estos fenómenos climáticos. Además, los efectos de la intervención humana, como la urbanización, los cambios en el uso del suelo, la deforestación, la minería, la explotación de acuíferos y la alteración de los cauces, también juegan un papel importante (Gutiérrez, 2020). El cambio climático inducido por el aumento de los gases de efecto invernadero en la atmósfera es otro factor crítico (López & Francés, 2014). El aumento de la emisión de dióxido de carbono, una de las principales causas del cambio climático muestra una persistencia excepcional que hace que su calentamiento sea casi irreversible durante más de 1000 años (Debele et al., 2017). La evidencia presentada destaca la urgencia de comprender y abordar estos antecedentes, así como sus potenciales consecuencias en eventos climáticos extremos. Este conocimiento es fundamental para tomar decisiones informadas en áreas cruciales como la ecología, la economía, la sociedad y la salud (Araya et al., 2020). Además, resulta esencial en el diseño óptimo y resistente de estructuras hidráulicas (Salas & Obeysekera, 2014).

La intensificación del cambio climático ha provocado que la comunidad científica cuestione la estacionariedad en las series de tiempo (Álvarez & Escalante, 2016), una suposición injustificada de esta podría llevar a una subestimación de las inundaciones extremas (Šraj et al., 2016), a pesar de esto, el diseño tradicional de obras hidráulicas consiste en la estimación de una única función de distribución bajo el concepto de estacionariedad (Carreño, 2021), lo que no considera la variabilidad temporal de los parámetros de la distribución dentro de su metodología. En este sentido, Carreño (2021) abordó el análisis de frecuencia no estacionario a través de la función general de valores extremos (GEV) en un trabajo previo, donde la no estacionariedad es incorporada al modelo a través de los parámetros  $\mu$ ,  $\sigma$  y  $\xi$  (ubicación, escala y forma, respectivamente). Sin embargo, Carreño (2021) identificó que la detección de tendencias es susceptible a los valores peak que pueden existir en la serie de datos y esto, sumado a que las series no necesariamente se ajustan a una GEV, induce a buscar otras alternativas para el análisis. Bajo esta premisa, la utilización de modelos aditivos generalizados para ubicación, escala y forma (GAMLSS por sus siglas en inglés, Amat, 2020) proporciona un marco adaptable para el análisis de frecuencia en condiciones de no estacionariedad, además de contar con flexibilidad en la elección de funciones de suavizado capturando relaciones complejas entre predictores y respuesta (López & Francés, 2014).

De este modo, se propone la implementación de los modelos GAMLSS en una metodología basada en un análisis de frecuencia no estacionario, con el objetivo de verificar el diseño de obras hidráulicas en distintas cuencas de Chile. Esta metodología empleará tanto variables hidrometeorológicas como índices climatológicos de gran escala. Del mismo modo, será posible comparar los modelos GAMLSS no estacionarios con sus equivalentes estacionarios para analizar las diferencias entre estos dos métodos y encontrar el modelo más adecuado para cada cuenca de análisis. Llevar a cabo este proceso es esencial para garantizar la seguridad y efectividad de las infraestructuras hidráulicas en un futuro lleno de incertidumbre debido al cambio climático.

## 2 Objetivos

### 2.1 Objetivo Principal (OP)

Proponer una metodología basada en un análisis de frecuencia no estacionario mediante GAMLSS para la evaluación y validación del diseño de obras hidráulicas en Chile.

Para la realización del (OP) se proponen los siguientes objetivos específicos (OE).

#### 2.1.1 Objetivo específico 1

Establecer una metodología para identificar la no estacionariedad en las variables hidrológicas (caudales).

#### 2.1.2 Objetivo específico 2

Identificar correlaciones entra caudales máximos y variables hidrometeorológicas de escala local o índices climáticos de gran escala.

#### 2.1.3 Objetivo específico 3

Determinar las magnitudes de diseño no estacionarias de obras hidráulicas y compararlas con sus equivalentes estacionarios.

## 3 Metodología Propuesta

### 3.1 Introducción

Se propone una metodología para llevar a cabo un análisis de frecuencia no estacionario mediante GAMLSS. En primer lugar, se realizan pruebas estadísticas para justificar este enfoque no estacionario. Luego, se seleccionan las covariables para los modelos GAMLSS mediante pruebas de correlación de Spearman entre variables hidrometeorológicas y caudales máximos. Finalmente, se desarrollan modelos no estacionarios para las cuencas de estudio, se calculan las magnitudes de retorno y diseño no estacionarias y se comparan con el enfoque estacionario. Esta metodología se aplica a seis casos de estudio, los cuales se describen en detalle en el capítulo "Zona de Estudio".

### 3.2 Detección de no estacionariedad

Para la detección de no estacionariedad se realiza un análisis exploratorio de las medias y desviaciones entandar móviles con una ventana de análisis de 5 años para suavizar las fluctuaciones típicas de las series de tiempo (Carreño, 2021). Luego, se realizan las pruebas de Mann-Kendall y se calcula el estimador de Theil-Sen para identificar tendencias en los datos. El procedimiento es complementado con un análisis del punto de cambio de la serie de caudales máximos utilizando el test de Pettitt.

Este análisis es clave para identificar la no estacionariedad y justificar este tipo de análisis.

#### 3.2.1 Test de Pettitt

El test de Pettitt es una prueba no paramétrica utilizada para detectar cambios abruptos en una serie temporal, es decir, cambios en la distribución de los datos a lo largo del tiempo. La idea central del test es comparar las sumas de rangos en dos mitades de la serie temporal para evaluar si hay un cambio significativo. Suponiendo que se cuenta con una serie temporal  $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ . El test de Pettitt sigue los siguientes pasos:

Se calculan las sumas de rangos para todas las combinaciones posibles de pares de observaciones en la serie temporal. Para un par dado  $(i, j)$ , la suma de rangos  $U_{ij}$  se define como:

$$U_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } X_i < X_j \\ 0 & \text{si } X_i = X_j \\ -1 & \text{si } X_i > X_j \end{cases} \quad (1)$$

Se suman estas sumas de rangos para obtener la suma total U para la partición dada de la serie temporal. Para cada punto de corte k en la serie temporal, se calcula la estadística de prueba  $Z_k$  que mide la diferencia entre las sumas de rangos de las dos mitades de la serie temporal en torno a k. La estadística de prueba se define como:

$$Z_k = \sum_{i=1}^k \sum_{j=k+1}^n U_{ij} \quad (2)$$

Si  $Z_k$  es inusualmente grande o pequeño bajo la hipótesis nula (no hay cambio estructural), entonces el valor p (p-value) será pequeño, lo que sugeriría rechazar la hipótesis nula.

En resumen:

- Si p es un valor pequeño (generalmente 0.05) sugiere que hay evidencia en contra de la hipótesis nula.
- Si p es un valor grande, sugiere que no hay suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula.

### 3.2.2 Prueba de Mann-Kendall

La prueba de Mann-Kendall es una prueba no paramétrica utilizada para evaluar la presencia de tendencia en series temporales de tipo hidrometeorológicas (Xavier et al., 2020). Se centra en detectar cambios de dirección en la serie de datos a lo largo del tiempo. Si el valor p asociado con la prueba es menor que un nivel de significancia elegido, se rechaza la hipótesis nula, indicando la presencia de una tendencia significativa en los datos. A continuación, se presenta la fórmula utilizada para la prueba de Mann-Kendall:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sign}(x_j - x_i) \quad (3)$$

Donde:

S = Estadística de prueba de Mann-Kendall.

n = Número de observaciones de la serie temporal.

$x_j$  y  $x_i$  = Observaciones en los periodos de tiempo i, j.

sign(.) = Es una función que devuelve 1 si el argumento es positivo, -1 si es negativo, y 0 si es cero.

Luego, la varianza de la estadística de prueba S se calcula como:

$$\text{Var}(S) = \frac{n * (n - 1) * (2n + 5) - \sum_{p=1}^m tp * (tp - 1) * (2tp + 5)}{18} \quad (4)$$

Donde:

n = Número de observaciones de la serie temporal.

m = Número total de grupos de empates en la serie de datos.

tp = Número de datos en el grupo de empates p.

Finalmente, el estadístico de la prueba de Mann-Kendall ( $Z_{mk}$ ), indicara si los datos tienen tendencia a aumentar o disminuir con el tiempo. Este valor es comparado con un nivel de significancia establecido (normalmente es 5%), rechazando la hipótesis nula que indica que no hay tendencias monotónicas cuando  $|Z_{MK}| \geq Z_{1-\alpha/2}$ , siendo  $Z_{1-\alpha/2}$  el cuantil de una distribución normal estándar asociado a una probabilidad de ocurrencia  $1 - \alpha/2$ .

Es decir:

$$|Z_{mk}| \geq Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \text{ Se rechaza la hipótesis nula.} \quad (5)$$

$$|Z_{mk}| \leq Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \text{ No hay suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula.}$$

Donde:

$\alpha$  = Nivel de significancia.

$Z_{mk}$  = Estadístico de la prueba de Mann-Kendall.

Con:

$$Z_{mk} = \begin{cases} \frac{S - 1}{\sqrt{VAR(S)}}, & \text{Si } S > 0 \\ 0, & \text{Si } S = 0 \\ \frac{S + 1}{\sqrt{VAR(S)}}, & \text{Si } S < 0 \end{cases} \quad (6)$$

### 3.2.3 Estimador de Theil-Sen

El estimador de Theil-Sen es un método no paramétrico utilizado para estimar la pendiente de una línea de regresión en un conjunto de datos. A diferencia de los métodos de regresión lineal ordinaria, el estimador de Theil-Sen es robusto ante valores atípicos y no asume una distribución específica para los datos. La fórmula básica del estimador de Theil-Sen para la pendiente ( $b_{ts}$ ) de una línea de regresión (en este caso, de un modelo de regresión lineal mediante el método de mínimos cuadrados) se define como la mediana de las pendientes de todas las líneas posibles que se pueden formar entre todos los pares de puntos en el conjunto de datos. La fórmula se expresa de la siguiente manera:

$$b_{ts} = \text{mediana} \left( \frac{y_j - y_i}{x_j - x_i} \right) \quad (7)$$

Donde  $i, j$  son los índices que varían para todos los pares únicos de puntos en el conjunto de datos.

El estimador de Theil-Sen para la intersección ( $\alpha_{ts}$ ) se calcula como la mediana de las intersecciones de las líneas de regresión obtenidas utilizando todas las combinaciones posibles de puntos en el conjunto de datos:

$$\alpha_{ts} = \text{mediana}(y_i - b_{ts} * x_i) \quad (8)$$

### 3.2.4 Coeficiente de correlación de Spearman

El coeficiente de correlación de Spearman es una medida no paramétrica que evalúa la fuerza y la dirección de la asociación monotónica entre dos variables. A diferencia del coeficiente de correlación de Pearson, que mide relaciones lineales, el coeficiente de Spearman se basa en los rangos de los datos en lugar de sus valores absolutos. Esto lo hace especialmente útil cuando las variables no cumplen con los supuestos de normalidad o cuando la relación entre ellas no es lineal. El coeficiente de Spearman varía entre -1 y 1, donde un valor de 1 indica una relación perfectamente positiva, -1 una relación perfectamente negativa, y 0 ninguna relación.

La fórmula para calcular el coeficiente de correlación de Spearman ( $\rho$ ) es:

$$\rho = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{n(n^2 - 1)} \quad (9)$$

Donde:

$d_i$  = Es la diferencia entre los rangos de cada par de valores.

$n$  = Es el número de pares de valores.

### 3.3 Categorización de series de tiempo

La categorización de series de tiempo implica la subdivisión de los datos en tres categorías distintas. En primer lugar, se crea la serie de caudales máximos anuales, donde se consideran los doce meses para cada año. Luego, se genera una serie de caudales máximos correspondiente a la temporada de invierno, abarcando los meses de abril a septiembre, y otra serie para la temporada de verano, que incluye los meses de enero a marzo y de octubre a diciembre. Esta clasificación permite realizar un análisis diferenciado por temporada en cuencas con régimen pluvionival, lo que facilita la identificación de posibles valores peak en una temporada específica. Esta distinción se vuelve relevante, ya que ciertos valores máximos pueden perder importancia al considerar la serie anual de caudales. Además, los predictores de una serie anual pueden no lograr identificar el comportamiento de una estación específica, lo que justifica aún más la realización de un análisis diferenciado por temporada.

### 3.4 Modelos estacionarios

Para el desarrollo de los modelos estacionarios se consideran las distribuciones Gamma, Pearson 3, Gumbel y Log-Normal. Se ajustan las distribuciones a los datos y se evalúan utilizando el criterio de información de Akaike (AIC) para determinar cuál ofrece el mejor ajuste. De esta forma, se identifica el modelo que será comparado con el modelo no estacionario para cada caso.

#### 3.4.1 Criterio de Información de Akaike (AIC)

Es una medida que evalúa la calidad de un modelo estadístico ajustado a un conjunto de datos específico y facilita la selección de modelos (Akaike, 1974). El valor del AIC se obtiene realizando una compensación entre la bondad de ajuste y la complejidad del modelo, ofreciendo una estimación relativa de la información perdida cuando se utiliza un modelo determinado para representar el proceso que genera los datos (Montalva, 2022). En el caso general, AIC se obtiene como:

$$AIC = 2k - 2\ln(L) \quad (10)$$

Donde:

- $L$  es la función de verosimilitud del modelo.
- $k$  es el número de parámetros estimados en el modelo.

El AIC se utiliza para comparar modelos estadísticos, y un valor más bajo de AIC indica un mejor equilibrio entre ajuste y simplicidad del modelo.

### 3.5 Modelos GAMLSS

Los modelos aditivos generalizados para ubicación, escala y forma GAMLSS (Generalized Additive Models for Location, Scale, and Shape) son modelos de regresión semi-paramétricos. Son paramétricos porque requieren suponer que la variable de interés (en este caso, caudales) sigue una distribución específica (como log-normal, Gamma, Pearson 3 o Gumbel en este caso) y semi debido a que los parámetros de esta distribución pueden modelarse de forma independiente, siguiendo funciones no paramétricas (Rootzén & Katz, 2013). La fórmula general de un modelo GAMLSS incluye componentes para la ubicación (p. ej. media), escala (p. ej. desviación estándar), y forma (p. ej. asimetría y curtosis), lo que brinda una flexibilidad excepcional para capturar la complejidad de los datos. Una de las ventajas principales de utilizar modelos GAMLSS es que pueden adaptarse a una amplia variedad de distribuciones de probabilidad, lo que los hace ideales para datos que no siguen una distribución normal. Además, permiten considerar no estacionariedad en los datos a lo largo del tiempo. Para implementar un modelo GAMLSS de manera efectiva, es esencial contar con un conjunto de datos completo y bien estructurado, así como tener un conocimiento sólido de las distribuciones de probabilidad y técnicas de modelado estadístico (Amat, 2020).

Los modelos GAMLSS permiten, además de incorporar distribuciones que no son de la familia exponencial, modelar de forma independiente cada uno de sus parámetros en función de las variables predictoras. Los términos empleados dentro del marco de los GAMLSS para hacer referencia a sus parámetros de localización, escala y forma son  $(\mu, \sigma, \nu, \tau)$ .

A continuación, se presenta la metodología para llevar a cabo los modelos GAMLSS.

$$Y \sim D(\mu, \sigma, \nu, \tau) \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \eta_1 &= g_1(\mu) = X^T \beta + f_1(x_1) + f_2(x_2) + \dots + f_p(x_p) \\ \eta_2 &= g_2(\sigma) = X^T \beta + f_1(x_1) + f_2(x_2) + \dots + f_p(x_p) \\ \eta_3 &= g_3(\nu) = X^T \beta + f_1(x_1) + f_2(x_2) + \dots + f_p(x_p) \\ \eta_4 &= g_4(\tau) = X^T \beta + f_1(x_1) + f_2(x_2) + \dots + f_p(x_p) \end{aligned} \quad (12)$$

De  $Y \sim D(\mu, \sigma, \nu, \tau)$ ,  $Y$  representa la variable de respuesta (en este caso, caudales),  $D$  es la distribución de la variable de respuesta (p. ej. Log-normal, Gamma, etc.) con los parámetros de ubicación, escala y forma  $(\mu, \sigma, \nu, \tau)$ .

Cabe destacar que no es necesario utilizar todos los parámetros, en este trabajo se utilizan los parámetros  $\mu$  y  $\sigma$  para todos los casos, mientras que, cuando se trabaja con la distribución Pearson 3, se añade el parámetro  $\nu$  como estacionario.

$X$  es una matriz de diseño que contiene los términos lineales del modelo,  $\beta$  son los coeficientes de regresión asociados a las variables predictoras y  $f_i(x_i)$  son funciones de suavizado no lineales para cada predictor.

El término  $X^T \beta$  se puede escribir como:

$$X^T \beta = \beta_0 + \beta_1 * x_1 + \beta_2 * x_2 + \dots + \beta_n * x_n \quad (13)$$

Donde:

$\beta_0$  es el coeficiente del intercepto (valor sin considerar los predictores).

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$  son los coeficientes de regresión asociados a las variables predictoras.

$x_1, x_2, \dots, x_n$  son los valores de las variables predictoras.

La metodología propuesta para los modelos GAMLSS contempla la utilización de cuatro distribuciones distintas, siendo estas log-normal, Gamma, Pearson 3 y Gumbel. Adicionalmente, se considera el parámetro “ $\mu$ ” no estacionario para todos los casos, “ $\sigma$ ” como estacionario y no estacionario según lo que indica el análisis de tendencia realizado previamente y “ $\nu$ ” estacionario en caso de ser parte de los parámetros del caso. La aplicación de GAMLSS da como resultado estimaciones de cuantiles variables en el tiempo que dependen en gran medida de la distribución, por lo que la selección de la distribución adecuada es de suma importancia (Debele et al., 2017).

### 3.6 Comparación de modelos estacionarios y no estacionarios

Para la comparación entre los modelos estacionarios y no estacionarios se propone método de Nivel de Vida del Diseño (DLL, por sus siglas en inglés), el cual consiste en la cuantificación del riesgo de diseño en función de los años de vida útil proyectados para una obra hidráulica. Cabe destacar que el término “riesgo” hace referencia a la probabilidad de un evento extremo cuyas consecuencias serían sustanciales (Rootzén & Katz, 2013).

#### 3.6.1 DLL

El procedimiento consiste en que, para un periodo de retorno (T) estacionario y vida útil dados, se obtiene el riesgo de ese periodo de retorno con la siguiente ecuación.

$$R = 1 - \prod_{t=1}^n (1 - p_t) \quad (14)$$

Donde  $n$  corresponde al número de años de vida útil y  $p_t$  probabilidad de excedencia de un año  $t$ .

El método es iterativo y se obtiene la magnitud de diseño en el modelo no estacionario que tiene asociado el mismo nivel de riesgo que el modelo estacionario, siendo entonces una herramienta útil para diseñar estructuras con grandes periodos de retorno bajo un enfoque no estacionario (Rootzén & Katz, 2013).

## 4 Zona de estudio

### 4.1 Cuencas de estudio

Se realiza un análisis de distintas zonas de Chile, abarcando diversas cuencas hidrográficas que ofrecen un panorama geográfico diverso y variado. En primera instancia, se aborda la cuenca ubicada en el altiplano de la región de Arica y Parinacota cercana al límite con Perú. Luego, se examinan dos casos en la cuenca del Río Maipo, uno en la región Metropolitana y otro en la región de Valparaíso. La diferencia entre ellos radica en su ubicación geográfica, siendo uno cercano a la cordillera de los Andes en San José de Maipo, y el otro cerca de su desembocadura en el océano Pacífico en San Antonio. Continuando con el análisis, se estudia una parte de la región de Los Ríos, específicamente una zona dentro de la cuenca del Río Valdivia. Posteriormente, se examina una cuenca ubicada en la región de Aysén, al sur de Coyhaique, y finalmente, se estudia un caso en la región de Magallanes, al sur de Punta Arenas.

Para identificar cada caso de estudio, se emplea el nombre de la ciudad más cercana a la estación fluviométrica de donde se obtienen los datos. Por ejemplo, en el caso de la estación Río Caracarani en Humapalca, ubicada en la región de Arica y Parinacota, el caso de estudio se denomina “Arica”. Este enfoque facilita la asociación de cada estudio con su ubicación geográfica y permite una referencia clara a los datos recopilados en cada área específica de estudio.

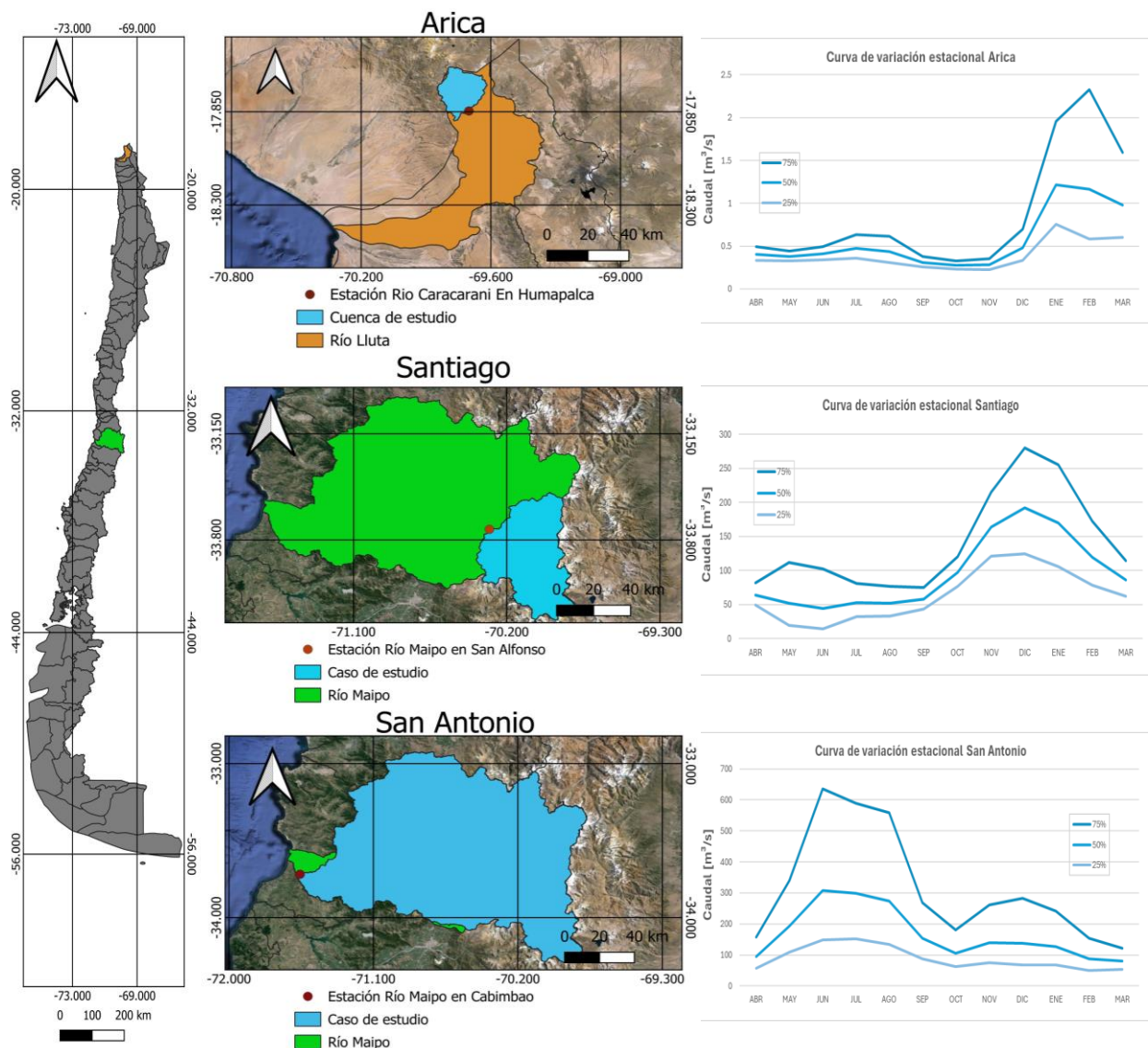
En este capítulo se proporcionan datos sobre cada estación fluviométrica en los distintos casos de estudio. Esto se complementa con mapas georreferenciados obtenidos a través del software QGIS 3.32.0. Además, se presenta la Tabla 1 con información detallada sobre la cuenca, como su área, la precipitación media anual y el caudal medio anual. Por último, se presenta la curva de variación estacional, lo que permite comprender el régimen fluviométrico de cada caso. Esta combinación de datos geoespaciales y características hidrológicas ofrece una visión integral de cada cuenca y su comportamiento a lo largo del año.

**Tabla 1: Información cuencas de estudio**

Caso de estudio	Estación Fluviométrica	Lat [°]	Long [°]	Altitud [m]	Área Cuenca [km <sup>2</sup> ]	P. Anual Media [mm]	Caudal Medio Anual [m <sup>3</sup> /s]
Arica	Río Caracarani en Humapalca	-17.84	-69.70	3956	416.3	293	0.37
Santiago	Río Maipo en San Alfonso	-33.73	-70.3	1090	2786.7	984	79.25
San Antonio	Río Maipo en Cabimbao	-33.72	-71.56	10	14914.8	616	125.39
Valdivia	Río Cruces en Rucaco	-39.55	-72.9	14	1802.6	2108	81.94
Coyhaique	Río Ibáñez en Desembocadura	-46.27	-71.99	212	2404.7	1464	144.22
Punta Arenas	Río San Juan en Desembocadura	-53.65	-70.97	4	864	757	18.98

En la Figura 1 se presenta la ubicación geográfica y régimen fluviométrico de las estaciones fluviométricas para los casos de Arica, Santiago y San Antonio.

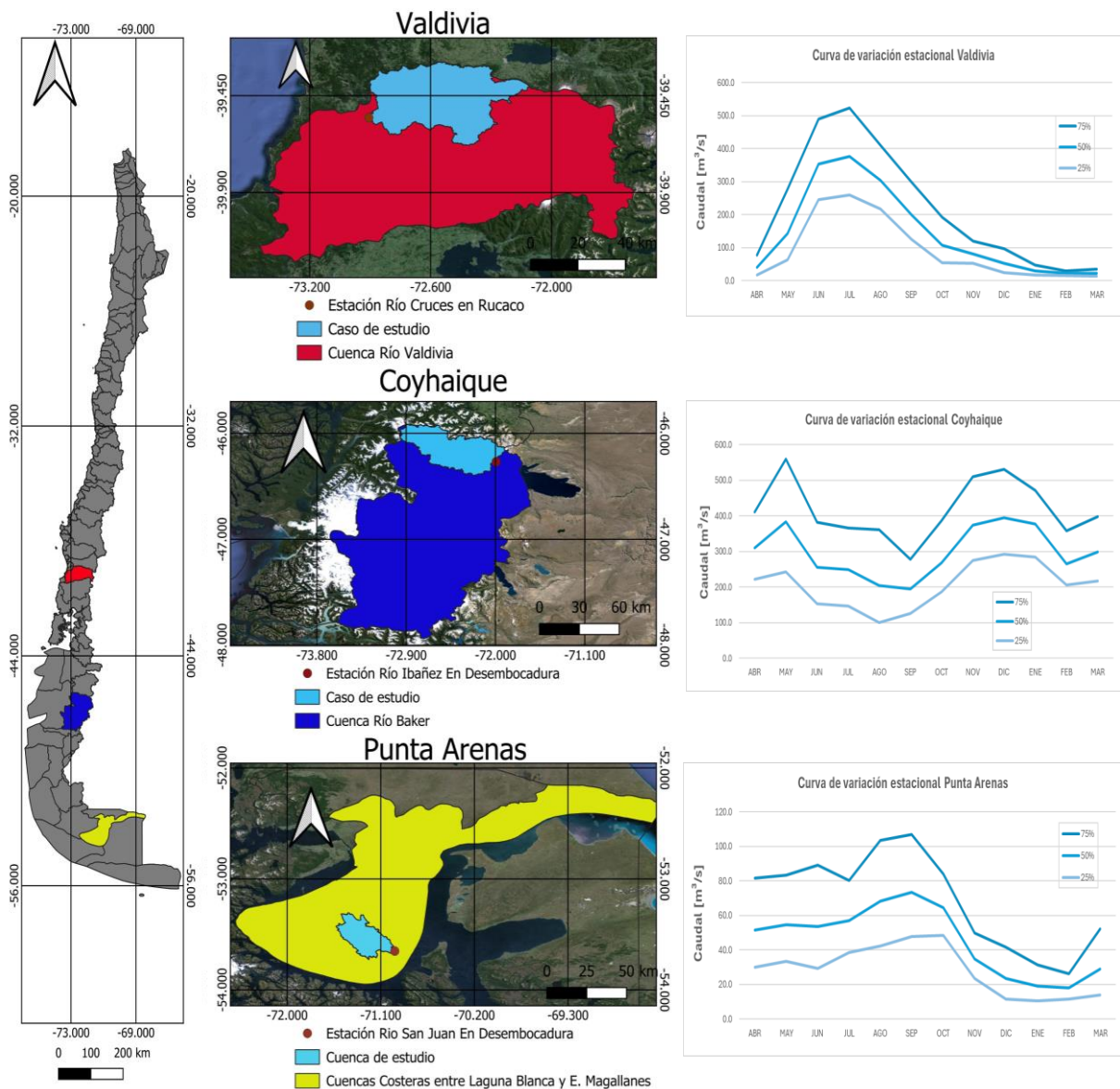
En Arica, la curva de variación estacional muestra los mayores caudales en los meses de verano, lo que inicialmente sugiere un régimen nival debido al derretimiento de nieve en esa época. Sin embargo, este caso presenta una particularidad debido al fenómeno del "invierno altiplánico" en la región de Arica y Parinacota. Este fenómeno afecta principalmente a zonas cercanas a la cordillera de los Andes de la zona norte y resulta en precipitaciones durante los meses de verano (Sarricolea & Romero, 2015). Por otro lado, de la curva de variación estacional de Santiago se identifica un régimen nival, con caudales máximos en meses de verano producto del derretimiento de nieve acumulada durante los meses de invierno. Finalmente, en San Antonio, los caudales máximos se observan durante la temporada invernal, con valores máximos registrados en los meses de junio y julio, debido principalmente a las precipitaciones. Sin embargo, es importante destacar los aportes significativos durante los meses de verano, derivados del derretimiento de nieve, similar al caso anterior. Esto se debe a que esta cuenca recibe contribuciones de una gran parte de la región metropolitana.



**Figura 1: Mapa georreferenciado y curvas de variación estacional Arica, Santiago y San Antonio.**

A continuación, se presenta la Figura 2 con la ubicación geográfica y régimen fluviométrico de las estaciones fluviométricas para los casos de Valdivia, Coyhaique, y Punta Arenas.

En Valdivia, la curva de variación estacional registra los caudales máximos en los meses de invierno, lo que sugiere un régimen pluvial de la cuenca. Cabe destacar que es la cuenca con mayor precipitación anual media con valores cercanos a los 2100 [mm]. En el caso de Coyhaique se observan dos peaks en la curva de variación estacional, uno durante el mes de mayo y otro durante los meses de primavera y comienzos de verano. Esto sugiere un régimen mixto en la cuenca, con aportes tanto de precipitaciones como del derretimiento de cuerpos de agua. Finalmente, de la curva de variación estacional de Punta Arenas se observan los caudales máximos durante los meses de invierno y una tendencia decreciente en los meses de verano. Esto sugiere que cuenca tiene un régimen pluvial.



**Figura 2: Mapa georreferenciado y curvas de variación estacional Valdivia, Coyhaique y Punta Arenas**

## 4.2 Obtención de información

Los caudales máximos instantáneos se obtienen desde la Dirección general de Aguas (DGA), mientras que las series diarias de precipitación y temperatura se recopilan desde el Explorador Climático del Centro de Ciencia del Clima y la Resiliencia (CR2). Los casos de estudio abarcan un período mínimo de 35 años y un máximo de 45 años. A continuación, se presenta la Tabla 2 con los periodos de datos.

**Tabla 2: Períodos de registros**

<b>Caso de estudio</b>	<b>Estación Fluviométrica</b>	<b>Período Caudales</b>	<b>Período Temperaturas</b>	<b>Período Precipitaciones</b>	<b>Período de Análisis</b>
Arica	Río Caracarani en Humalpaca	1973-2020	1977-2008	1968-2008	1973-2008
Santiago	Río Maipo en San Alfonso	1943-2016	1977-2020	1978-2018	1979-2015
San Antonio	Río Maipo en Cabimbao	1980-2019	1967-2022	1967-2022	1981-2019
Valdivia	Río Cruces en Rucaco	1970-2019	1974-2022	1958-2022	1974-2019
Coyhaique	Río Ibáñez en Desembocadura	1985-2019	1974-2023	1952-2022	1985-2019
Punta Arenas	Río San Juan en Desembocadura	1980-2019	1966-2022	1950-2023	1980-2019

Por otro lado, las mediciones de los índices climáticos de gran escala como la Oscilación Decadal del Pacífico (PDO) y El Niño Oscilación Sur (ENOS) se obtienen desde la página web del Physical Sciences Laboratory de la National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA). Para el caso de ENOS, se trabaja con los índices Niño 1+2 y Niño 3.4.

## 4.3 Potenciales predictores

Numerosos estudios indican que, a nivel global, el aumento de la temperatura mínima es más pronunciado que el de la máxima, lo que resulta en una reducción del rango diurno de temperatura (Villaruel Jiménez, 2013). Respecto a la precipitación, se ha observado un aumento en latitudes medias y altas, pero una disminución en los trópicos y subtropicos (Risbey & Kandlikar, 2007). En el caso de Chile, los cambios en las temperaturas máxima y mínima son consistentes con las tendencias globales, mostrando un incremento en la frecuencia de eventos cálidos y una disminución en los fríos (Vincent et al., 2005). En cuanto a las precipitaciones, se ha experimentado una mega sequía en Chile central (durante la década de 2010 y principios de la de 2020), coincidiendo con un periodo de temperaturas más cálidas, lo que ha aumentado la evaporación y agravado el déficit hídrico (Centro de Ciencia del Clima y la Resiliencia (CR)2, 2015). Estos antecedentes destacan la importancia de considerar ciertas variables al analizar las series de caudales máximos. Por ello, se trabaja con los índices climáticos proporcionados por el Panel de Expertos de Detección del Cambio Climático e Índices (ETCCDI, por sus siglas en inglés), los cuales deben ser monitoreados de forma constante para detectar cambios en los eventos climáticos extremos a escala global (Carreño, 2021).

Además, la variabilidad climática de baja frecuencia, como el PDO y ENOS, también debe tenerse en cuenta. Escobar & Aceituno (1998) comentan que la variabilidad interanual de la precipitación invernal en la región central de Chile está prácticamente determinada por las anomalías de sistema océano-atmósfera en el Pacífico ecuatorial (eventos El Niño y La Niña). Hernandez et al., (2022) confirma la influencia de ENOS en las variables climáticas locales (precipitaciones, temperatura promedio anual, temperatura media de invierno y finales de primavera) y flujo de los ríos en Chile central (entre 28° y 41°S) al obtener respuestas estadísticamente significativas a las fases del ENOS en al menos de una de

las variables en 58 de 59 cuencas de estudio. También comenta que los años de El Niño generan condiciones más húmedas, con inviernos más cálidos, primaveras tardías más frías y duraciones de tormentas más largas, sin embargo, las cuencas con distintos regímenes hidrológicos proporcionan respuestas distintas a las fluctuaciones del ENOS, lo que sugiere que la influencia este fenómeno en la hidrología del río depende de la compleja interacción entre las anomalías climáticas y el clima local (Hernandez et al., 2022). En línea con la importancia de considerar los factores climáticos mencionados anteriormente, Ancapichún & Garcés, (2015) investigaron la influencia del PDO en el Anticiclón Subtropical del Pacífico Sudeste (ASPS). Este fenómeno consiste en un área de alta presión atmosférica en el Pacífico Sudeste, cerca de la costa oeste de Sudamérica, que influye en las precipitaciones, la temperatura y los vientos en la región. Estas variables se consideran predictores potenciales y se filtran mediante pruebas de correlación para identificar los más representativos.

#### 4.3.1 Índices climáticos ETCCDI

Los índices climáticos ETCCDI proporcionan mediciones científicamente robustas de la variabilidad diaria de los extremos climáticos, son fáciles de calcular y entendibles por la comunidad (Carreño, 2021). Se construyen a partir de temperaturas mínimas, máximas y precipitaciones diarias, siguiendo la metodología expuesta en el estudio “Exploring possible connections between hydrological extreme events and climate change in central south Chile” (Vicuña et al., 2013). A continuación, se presenta la Tabla 3 con los indicadores climáticos ETCCDI, con el nombre y descripción de cada uno. Los indicadores se calculan para las series anuales, como para las temporadas de verano (que comprenden los meses de verano y primavera) e invierno (que abarcan los meses de invierno y otoño). Por lo tanto, los indicadores de la Tabla 3 cuentan con un subíndice que indica la temporada correspondiente: "a" para el año completo, "i" para la temporada de invierno y "v" para la de verano.

**Tabla 3: Índices climáticos ETCCDI**

Indicador	Nombre	Descripción
PRCPTOT	Precipitación total	Suma de precipitación total sobre 1 mm
R1mm	Días con precipitación	Número de días con precipitación mayor a 1 mm
R10 mm	Días con precip. sobre 10 mm	Número de días con precipitación mayor a 10 mm
R20 mm	Días con precip. sobre 20 mm	Número de días con precipitación mayor a 20 mm
CWD	Días húmedos consecutivos	Máximo de días consecutivos con lluvia sobre 1 mm
CDD	Días secos consecutivos	Máximo de días consecutivos con lluvia bajo 1 mm
TXx	Día más caluroso	Valor máximo de la temperatura máxima diaria
TNx	Noche más calurosa	Valor máximo de la temperatura mínima diaria
TXn	Día más frío	Valor mínimo de la temperatura máxima diaria
TNn	Noche más fría	Valor mínimo de la temperatura mínima diaria
TN	Promedio de la temp. mínima	Promedio de la temperatura mínima anual
TX	Promedio de la temp. máxima	Promedio de la temperatura máxima anual
SU25	Días de verano sobre 25 °C	Días con temperatura máxima mayor a 25 °C
SU30	Días de verano sobre 30 °C	Días con temperatura máxima mayor a 30 °C
TR	Noches tropicales	Días con temperatura mínima mayor a 20 °C
DTR	Rango diurno de temperatura	Promedio de diferencia entre temperatura máx. y mín.
Rx1day	Máximo de precip. 1 día	Máximo de precipitación mensual en 1 día
Rx5day	Máximo de precip. 5 días	Máximo de precipitación mensual en 5 días

## 5 Resultados

### 5.1 Detección de no estacionariedad

Como se menciona en la sección 3.2, es esencial detectar la no estacionariedad en las series de tiempo para respaldar el análisis no estacionario. En este contexto, se emplean gráficos de caudales máximos, medias y desviaciones estándar móviles, junto con pruebas estadísticas como Mann-Kendall, el estimador de Theil-Sen y el test de Pettitt. Es importante destacar que cuando se haga referencia a modelos de regresión, se refiere a modelos lineales de mínimos cuadrados de Theil-Sen, implementados a través de la función “mblm” en RStudio. Esta información es útil para comprender los resultados.

Como se menciona en el punto 3.3, se lleva a cabo la categorización de las series de tiempo en intervalos anuales, de invierno y de verano. A continuación, se presenta el caso de Santiago en la categoría anual. Esta metodología se replica con los demás casos (consultar Anexo A) y los resultados de las pruebas estadísticas de Mann-Kendall y el estimador de Theil-Sen se muestran en las Tablas 4, 5 y 6.

#### 5.1.1 Caudales máximos

Se presenta la Figura 3, donde la línea azul continua representa los caudales máximos a lo largo de los años. La línea discontinua y negra representa los modelos de regresión que consideran el año identificado por el test de Pettitt (en el período 2008-2009, lo que coincide con el comienzo de la mega sequía de Chile central), el que representa el punto de cambio en la tendencia de la serie temporal. Finalmente, la línea dorada y discontinua muestra la pendiente de Theil-Sen de un modelo de regresión para todos los años, la que identifica posibles tendencias en los datos. En este caso, se observa una tendencia decreciente en los caudales máximos.

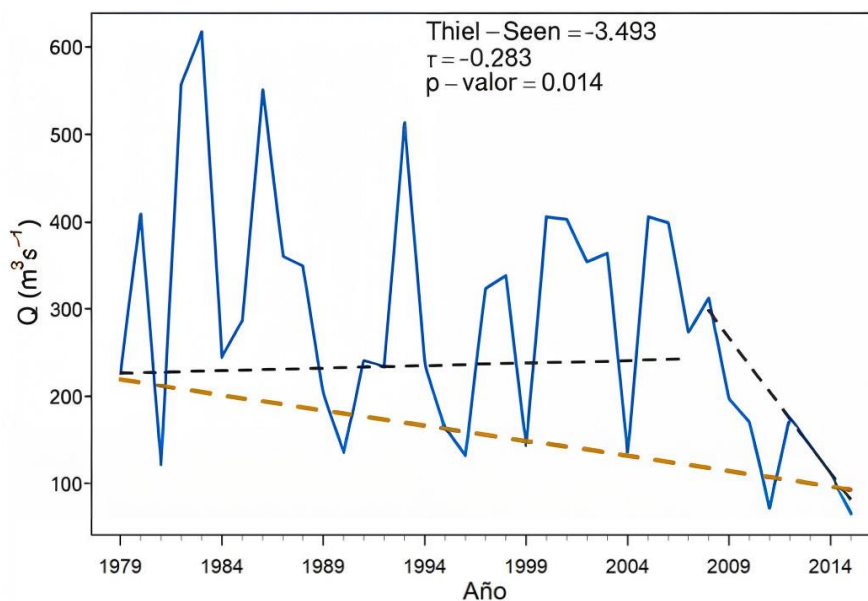
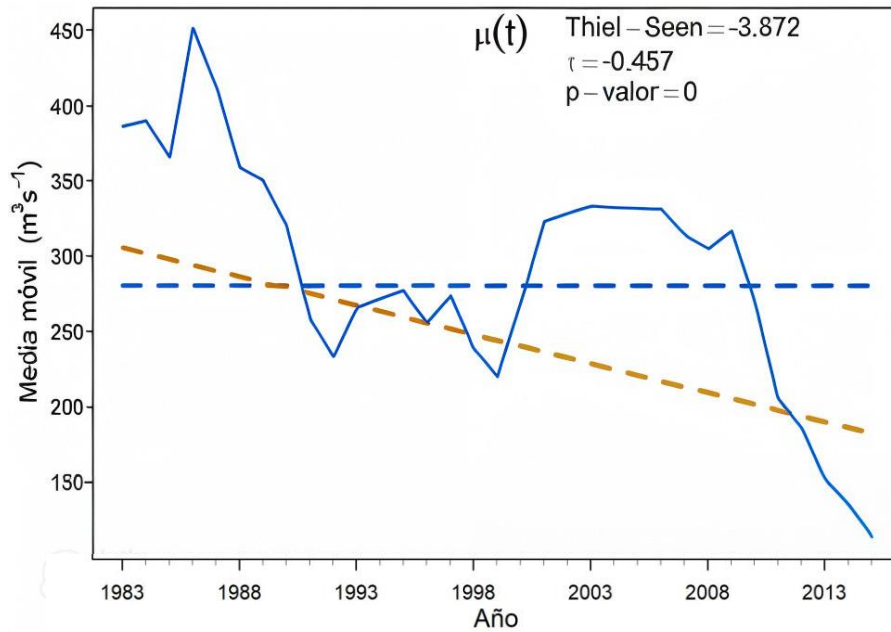


Figura 3: Caudales máximos en Santiago caso anual

#### 5.1.2 Medias móviles

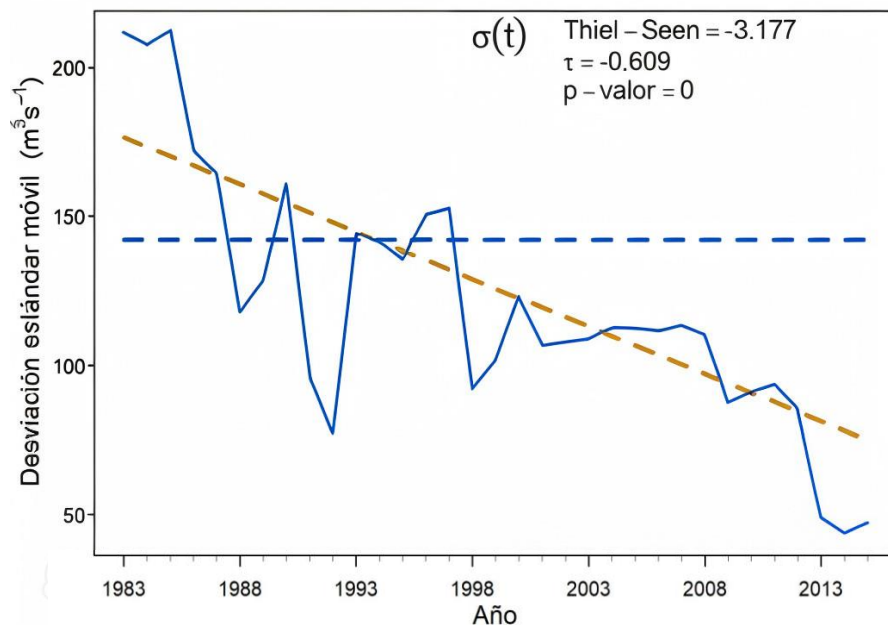
En el caso de las medias móviles, se utiliza una ventana de 5 años y se presentan los resultados en la Figura 4, donde la línea azul continua representa los valores de la media móvil a lo largo de los años, mientras que la línea azul discontinua representa el promedio de los datos (es decir, sin considerar la variación en los años). La línea dorada representa la pendiente de Theil-Sen de un modelo de regresión. Se observa una tendencia decreciente en la media móvil, lo que reafirma la influencia de la mega sequía en Chile central. También se observa una gran variabilidad en el valor de la media móvil en comparación con el valor promedio de los datos.



**Figura 4: Medias móviles en Santiago caso anual**

### 5.1.3 Desviaciones estándar móviles

En el caso de las desviaciones estándar móviles, al igual que en el caso de las medias móviles, se utiliza una ventana de 5 años. Se presenta la Figura 5 donde la línea azul continua representa los valores de la desviación estándar móvil a lo largo de los años, mientras que la línea azul discontinua representa la desviación estándar de los datos (es decir, sin considerar la variación en los años). La línea dorada representa la pendiente de Theil-Sen de un modelo de regresión. En el caso de Santiago, se observa una clara tendencia decreciente en la desviación estándar móvil.



**Figura 5: Desviaciones estándar móviles en Santiago caso anual**

En la Tabla 4 se observan tendencias decrecientes en los caudales máximos en Santiago, San Antonio y Valdivia (macrozona centro sur), mientras que en Arica (zona norte), Coyhaique y Punta Arenas (zona austral) se observan tendencias crecientes. Los p-value para Santiago, San Antonio y Coyhaique son menores al 5%, lo que indica que las tendencias detectadas son significativas. Se destaca el año de cambio en las series de caudales máximos obtenido del test de Pettitt en las zonas de Santiago y San Antonio, coincidiendo con el comienzo de la mega sequía en Chile central.

**Tabla 4: Resultados prueba de Mann-Kendall y pendiente de Theil-Sen en caudales máximos**

<b>Caudal máximo Zona</b>	<b>Mann-Kendall <math>\tau</math></b>	<b>Mann-Kendall P-Value</b>	<b>Theil-Sen Pendiente</b>	<b>Año de cambio Test de Pettitt</b>
<i>Arica</i> <sub>v</sub>	0.18	0.14	0.04	1995-1996
<i>Santiago</i> <sub>a</sub>	-0.28	0.01	-3.49	2007-2008
<i>San Antonio</i> <sub>a</sub>	-0.32	0.00	-22.09	2008-2009
<i>Valdivia</i> <sub>a</sub>	-0.05	0.61	-0.92	2008-2009
<i>Coyhaique</i> <sub>v</sub>	0.25	0.04	6.30	1996-1997
<i>Punta Arenas</i> <sub>i</sub>	0.21	0.06	2.45	2000-2001

En la Tabla 5 se observa una tendencia similar en las medias móviles a la del análisis anterior de caudales máximos. San Antonio exhibe la pendiente más pronunciada, indicando una disminución considerable en los caudales. En este caso, solo Arica y Valdivia tienen un valor de p-value mayor a 0.05.

**Tabla 5: Resultados prueba de Mann-Kendall y pendiente de Theil-Sen en medias móviles**

<b>Media móvil Zona</b>	<b>Mann-Kendall <math>\tau</math></b>	<b>Mann-Kendall P-Value</b>	<b>Theil-Sen Pendiente</b>
<i>Arica</i> <sub>v</sub>	0.24	0.08	0.02
<i>Santiago</i> <sub>a</sub>	-0.46	0.00	-3.87
<i>San Antonio</i> <sub>a</sub>	-0.53	0.00	-30.75
<i>Valdivia</i> <sub>a</sub>	-0.20	0.06	-2.16
<i>Coyhaique</i> <sub>v</sub>	0.37	0.00	6.01
<i>Punta Arenas</i> <sub>i</sub>	0.34	0.00	1.50

Con respecto a las desviaciones estándar móviles, en la Tabla 6 solo los casos de Santiago y San Antonio tienen un p-value menor al 5%, los que presentan una pendiente de Theil-Sen más pronunciada, a diferencia de los otros casos que presentan pendientes pequeñas.

**Tabla 6: Resultados prueba de Mann-Kendall y pendiente de Theil-Sen en desviaciones estándar móviles**

<b>Desviación móvil Zona</b>	<b>Mann-Kendall <math>\tau</math></b>	<b>Mann-Kendall P-Value</b>	<b>Theil-Sen Pendiente</b>
<i>Arica</i> <sub>v</sub>	-0.01	0.97	0.01
<i>Santiago</i> <sub>a</sub>	-0.61	0.00	-3.18
<i>San Antonio</i> <sub>a</sub>	-0.49	0.00	-39.81
<i>Valdivia</i> <sub>a</sub>	-0.02	0.88	0.89
<i>Coyhaique</i> <sub>v</sub>	0.11	0.38	-0.23
<i>Punta Arenas</i> <sub>i</sub>	0.03	0.80	0.04

Dado que se observan tendencias, puntos de inflexión y variabilidad en los datos, se justifica la implementación del análisis no estacionario. Este enfoque permitirá capturar y modelar adecuadamente las tendencias cambiantes y los patrones de variabilidad presentes en los datos a lo largo del tiempo.

## 5.2 Selección de covariables

Para la selección de las covariables más significativas, se emplea un criterio basado en un p-value menor o igual al 5% y un coeficiente de correlación de Spearman mayor a 0.3 (considerando el valor absoluto del coeficiente). El proceso concluye con la selección de las mejores covariables, con un máximo de siete para cada caso. A continuación, se presenta la Tabla 7 con las covariables de Santiago, todas las cuales tienen un coeficiente de Spearman mayor o igual a 0.58 (en valor absoluto) y un p-value menor al 5%. Las covariables de los otros casos se detallan en el Anexo B.

**Tabla 7: Covariables Santiago**

<b>Covariable Santiago</b>	<b>Coefficiente de Spearman</b>	<b>P-Value</b>
R20mm a	0.65	0.00
R10mm a	0.62	0.00
PRCPTOT a	0.61	0.0001
R20mm i	0.66	0.00
R10mm i	0.61	0.0001
R1mm i	0.58	0.0002
Tx i	-0.63	0.00

### 5.3 Selección del mejor modelo estacionario y no estacionario

Para implementar los modelos no estacionarios, se emplea la metodología definida en el punto 3.5 (Modelos Gamlss), que conlleva el uso de las covariables seleccionadas en el punto 5.2. Se utiliza el comando leaps() del paquete "leaps" de R, que genera una matriz con todas las combinaciones posibles entre los predictores. Esto resulta en un máximo de 127 combinaciones distintas (en caso de usar menos covariables, las combinaciones disminuyen) para cada distribución y combinación de parámetros ( $\mu$ ,  $\sigma$  o  $\eta$ ). El proceso concluye con la selección del mejor modelo no estacionario para cada caso de estudio, identificando el valor mínimo de AIC siguiendo la metodología establecida en 3.4.1.

A continuación, se presenta la Tabla 8 que detalla los mejores modelos estacionarios y no estacionarios de Santiago en las tres categorías, junto con la(s) covariable(s), el valor de AIC, distribución de probabilidad y los parámetros  $\mu$ ,  $\sigma$  y  $\eta$  para cada categoría. Se observa un valor de AIC similar entre los casos de verano y anual, a diferencia del caso de invierno. Las covariables seleccionadas para los mejores modelos pertenecen a las categorías anual e invierno y están relacionadas con las precipitaciones y temperaturas. En todos los casos,  $\mu$  y  $\sigma$  son no estacionarios y  $\eta$  estacionario en verano. Se selecciona el modelo de la categoría "Anual" porque representa el caso más crítico.

**Tabla 8: Mejores modelos no estacionarios en Santiago**

Categoría	Covariables	AIC	D. de Probabilidad	$\mu$	$\sigma$	$\eta$
Invierno	R10mm <sub>a</sub>	407.59	Gamma	No Estacionario	No Estacionario	-
Verano	$DTR_a + PRCPTOT_i + TX_i$	437.28	Pearson 3	No Estacionario	No Estacionario	Estacionario
Anual	R20mm <sub>a</sub> + TX <sub>i</sub>	447.52	Gamma	No Estacionario	No Estacionario	-

En la Tabla 9 se presentan los mejores modelos estacionarios en Santiago. Se observa que, al igual que en los modelos no estacionarios, los casos de verano y anual tienen valores de AIC similares, mientras que el caso de invierno presenta un valor diferente. La distribución de probabilidad de la categoría anual se mantiene, mientras que las de invierno y verano cambian.

**Tabla 9: Mejores modelos estacionarios en Santiago**

Categoría	AIC	D. de Probabilidad
Invierno	415.2	Log-Normal
Verano	470.23	Gamma
Anual	463.93	Gamma

A continuación, se presentan las Tablas 10 y 11 que entregan un resumen con los mejores modelos estacionarios y no estacionarios para los demás casos. Los modelos no estacionarios seleccionados son los más críticos para cada caso, es decir, el que cuenta con un AIC mayor entre las categorías invierno, verano y anual. En todos los casos, los modelos no estacionarios tienen valores de AIC menores que los estacionarios. Se observa que, para los casos de Coyhaique y Punta Arenas, la distribución de probabilidad es diferente entre los modelos estacionarios y no estacionarios, mientras que, en Arica, San Antonio y Valdivia son las mismas.

**Tabla 10: Mejores modelos no estacionarios para el resto de las estaciones fluviométricas**

Caso	Covariables	AIC	D. de Probabilidad	$\mu$	$\sigma$	$\eta$
Arica <sub>v</sub>	PRCPTOT <sub>v</sub>	81.69	Log-Normal	No Estacionario	Estacionario	-
San Antonio <sub>a</sub>	R10mm <sub>a</sub> + R5xday <sub>i</sub>	576.14	Gamma	No Estacionario	No Estacionario	-
Valdivia <sub>a</sub>	Rx5day <sub>a</sub> + R20mm <sub>a</sub>	581.68	Gamma	No Estacionario	Estacionario	-
Coyhaique <sub>v</sub>	CDD <sub>v</sub> + R1mm <sub>i</sub>	449.59	Pearson 3	No Estacionario	Estacionario	Estacionario
Punta Arenas <sub>i</sub>	R1mm <sub>i</sub> + Txn <sub>v</sub>	424.76	Log-Normal	No Estacionario	Estacionario	-

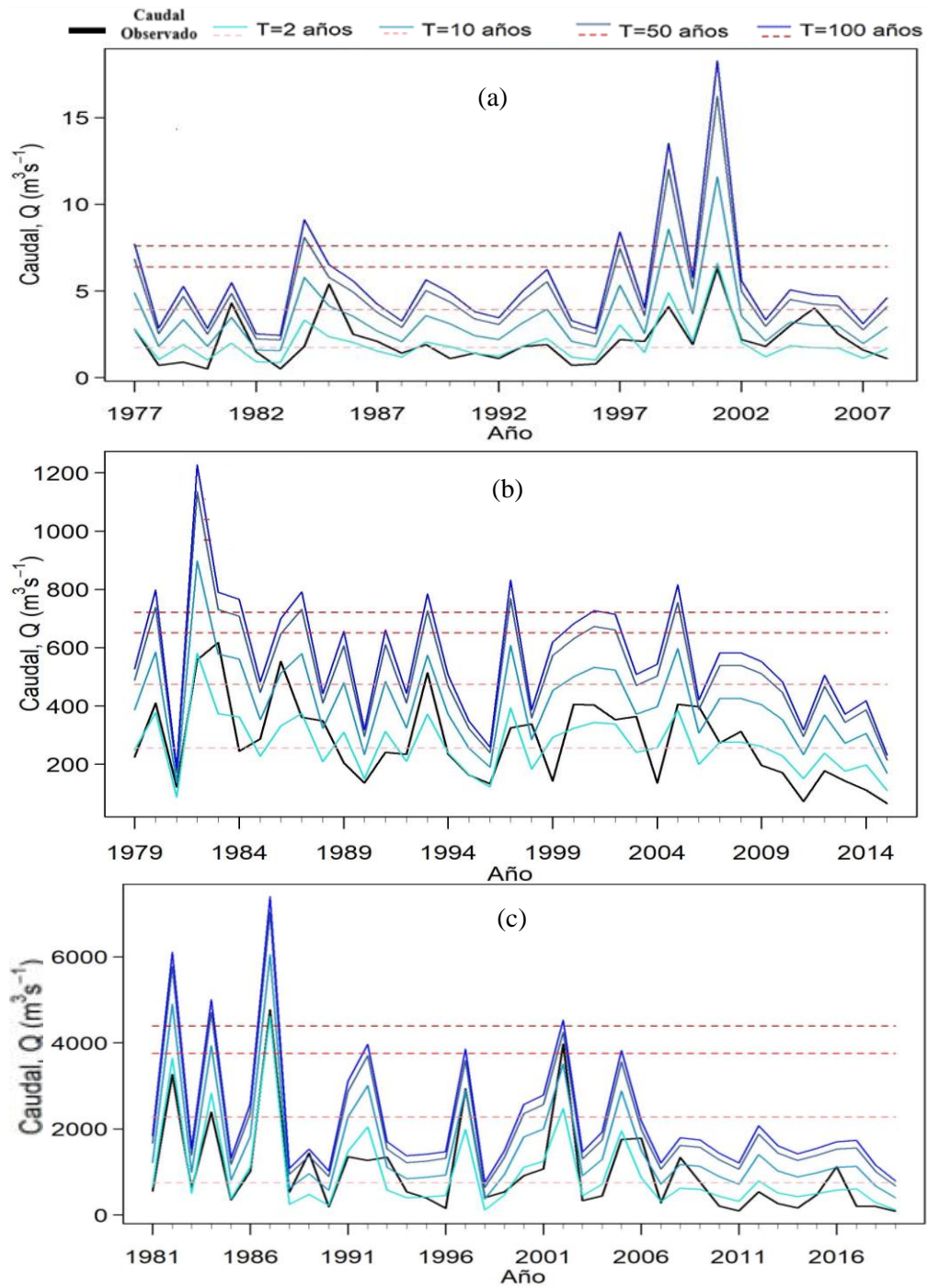
**Tabla 11: Mejores modelos estacionarios para el resto de las estaciones fluviométricas**

Caso	AIC	D. de Probabilidad
Arica	103.19	Log-Normal
San Antonio	622.28	Gamma
Valdivia	611.30	Gamma
Coyhaique	458.97	Gumbel
Punta Arenas	435.2	Gamma

#### 5.4 Estimación de magnitudes de retorno no estacionarias

La estimación de magnitudes de retorno no estacionarias contempla una metodología aplicada en RStudio, esta metodología consiste en utilizar los parámetros ( $\mu$ ,  $\sigma$  o  $\eta$ ) del mejor modelo GAMLSS no estacionario para obtener los cuantiles según el periodo de retorno (en este caso, 2, 10, 50 y 100 años). Luego, se realiza el mismo procedimiento con su homólogo estacionario.

A continuación, se presentan las Figuras 6 y 7 que muestran las magnitudes de retorno para todos casos. Las líneas segmentadas en tonos rojizos representan las magnitudes estacionarias (notar que son valores constantes para todos los años), mientras que las líneas continuas en tonos azules representan las magnitudes no estacionarias (con la variabilidad típica de una serie no estacionaria). La línea negra muestra la serie de caudales máximos observados para cada caso.



**Figura 6: Magnitudes de retorno (a) Arica, (b) Santiago y (c) San Antonio**

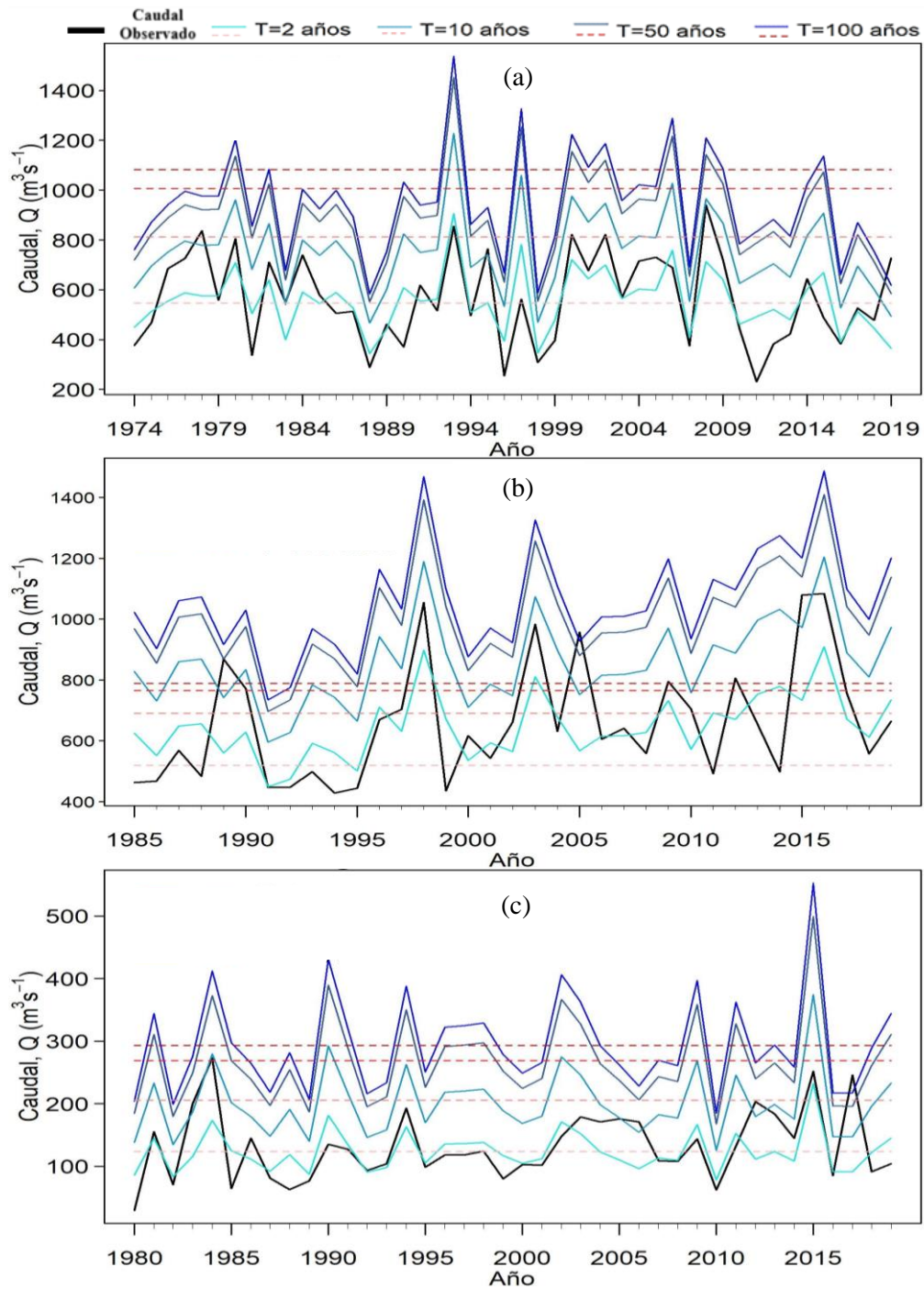


Figura 7: Magnitudes de retorno (a) Valdivia, (b) Coyhaique (verano) y (c) Punta Arenas

## 5.5 Nivel de Vida del Diseño (DLL)

Debido a la significativa variabilidad que presenta la magnitud de retorno en un enfoque no estacionario en comparación con uno estacionario, se ha implementado el método del nivel de vida del diseño. Este método permite condensar la variabilidad típica de una serie no estacionaria en un único valor para cada periodo de retorno. Para llevarlo a cabo, se considera la vida útil ( $n$ ) equivalente al largo del registro de la serie de caudales.

Las curvas DLL se presentan en la Figura 8, con las magnitudes de diseño para distintos periodos de retorno en el caso estacionario (línea continua azul) y no estacionario (línea segmentada roja). Se observa que, en todos los casos, la curva no estacionaria es mayor que la estacionaria. Las mayores diferencias entre las curvas se encuentran en Arica, San Antonio y Punta Arenas, mientras que Santiago, Valdivia y Coyhaique presentan curvas similares.

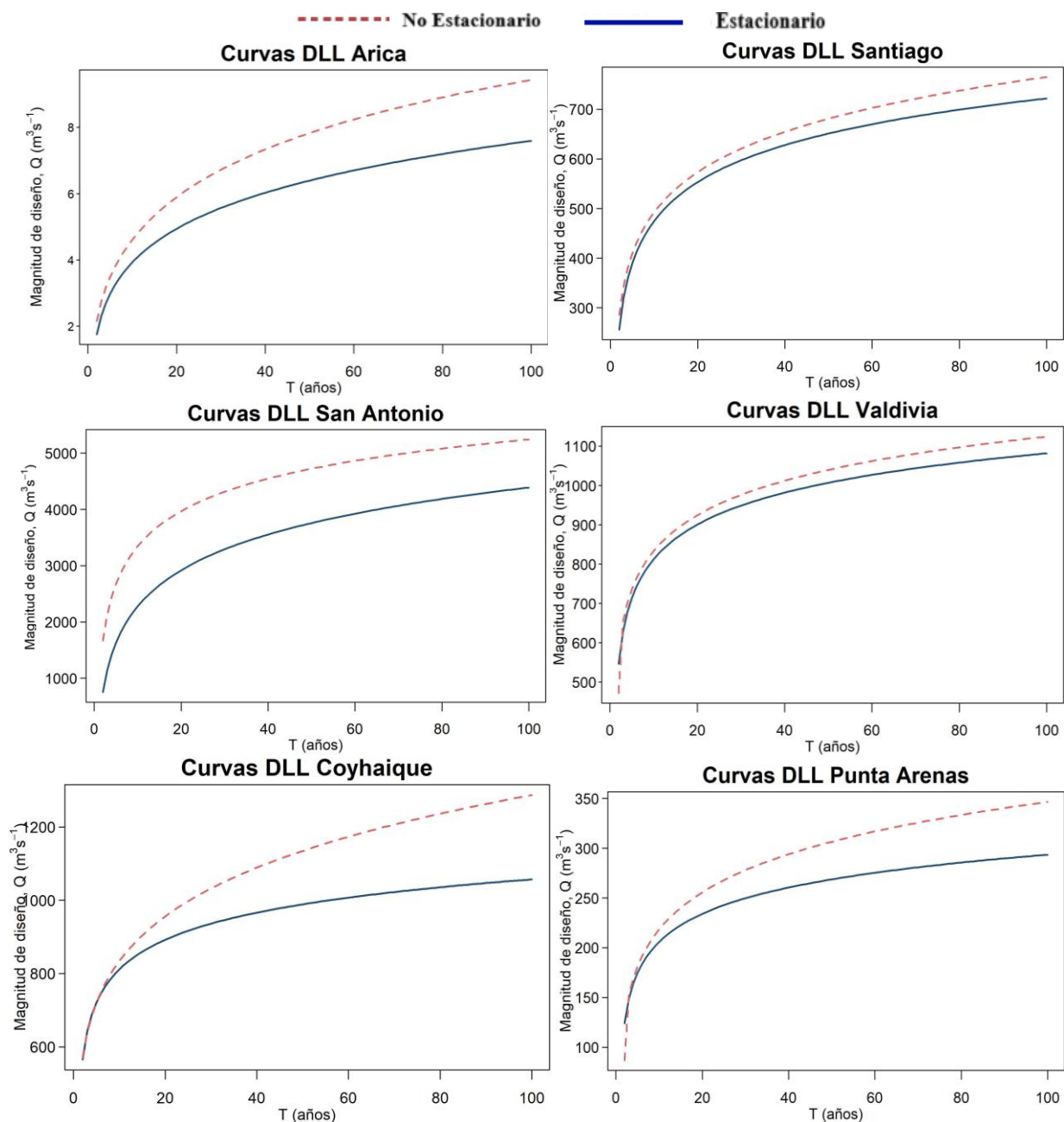


Figura 8: Nivel de Vida del Diseño (DLL)

## 6 Análisis y Discusión

### 6.1 Detección de no estacionariedad y análisis de tendencia

A partir de las Tablas 4, 5 y 6, se lleva a cabo un análisis exhaustivo para evaluar la no estacionariedad de las series temporales de caudales máximos, medias y desviaciones estándar móviles.

Al analizar el caso de Arica, de acuerdo con la pendiente de Theil-Sen, se observa una tendencia creciente en los caudales máximos, las medias y las desviaciones estándar móviles. Sin embargo, las magnitudes de estas tendencias son pequeñas, sugiriendo que, aunque existen tendencias, no son estadísticamente significativas. Esta conclusión se confirma mediante la prueba de Mann-Kendall aplicada a las tres series de tiempo, ya que ninguna de ellas presenta un p-value menor al 5%.

Los casos de Santiago y San Antonio forman parte de la misma cuenca de estudio, el río Maipo. Sin embargo, presentan características y comportamientos hidrológicos diferentes debido a su ubicación dentro de la cuenca. Para Santiago, la cuenca es más pequeña y está directamente influenciada por el derretimiento de nieve acumulada durante el invierno, lo cual afecta los caudales principalmente en los meses de verano. Por otro lado, San Antonio, situado cerca de la desembocadura del río Maipo, cuenta con un área de cuenca mucho mayor y presenta los caudales máximos en los meses de invierno, sugiriendo una cuenca predominantemente pluvial. Ambos casos muestran pendientes decrecientes en sus series temporales. A diferencia del caso de Arica, las magnitudes de estas tendencias son considerables, como se muestra en las Tablas 4, 5 y 6. Esta tendencia decreciente se confirma con la prueba de Mann-Kendall, donde los valores p son menores a 0.05 y los valores de rho son mayores que en todos los otros casos, lo que confirma una tendencia estadísticamente significativa hacia la disminución de los caudales, medias y desviaciones estándar móviles. Además, en ambos casos se observa un punto de inflexión en el año 2008 a través del test de Pettitt. A partir de este año, la tendencia decreciente se acentúa, coincidiendo con el inicio de la mega sequía que afecta a la zona centro de Chile. Esta sequía prolongada ha tenido un impacto significativo en los recursos hídricos de la región, exacerbando las tendencias decrecientes observadas en las series temporales de caudales.

El caso de Valdivia presenta tendencias decrecientes en los caudales máximos y las medias móviles, mientras que las desviaciones estándar móviles muestran una tendencia creciente. Las pruebas de Mann-Kendall arrojan p-value mayores al 5%, lo que indica que estas tendencias no son estadísticamente significativas, aunque la media móvil tiene un valor muy cercano a este umbral. Esto sugiere que, aunque no se puede afirmar con certeza que exista una tendencia significativa, hay indicios de que podría haber un cambio en el comportamiento de las series temporales. El test de Pettitt señala el año 2007 como un punto de inflexión en la serie de caudales máximos, mientras que la pendiente de Theil-Sen es decreciente para la serie completa, sin embargo, al analizar los caudales desde el comienzo de la serie hasta el punto de inflexión y desde el punto de inflexión hasta el final de la serie, se observan tendencias crecientes. Esto se debe a que hay años con caudales máximos particularmente menores que los otros años, lo que hace que la serie completa presente una tendencia decreciente, pero al analizarlo en periodos de tiempo sea creciente.

El caso de Coyhaique requiere un análisis diferenciado debido a su régimen mixto, como se observa en su curva de variación estacional (Figura 2). En las Tablas 4, 5, 6, se presentan los estadísticos del caso de verano, mientras que en la Figura A4 se muestran los gráficos para los casos anual e invierno. En las tres categorías, se destaca una notable variabilidad en las series de tiempo, donde las tendencias de las medias móviles son estadísticamente significativas y crecientes, al igual que las de los caudales de verano y anual. Por otro lado, las tendencias de los caudales de invierno y las desviaciones estándar de verano y anual no muestran tendencias estadísticamente significativas. En todos los casos, el test de Pettitt indica cambios significativos en las series de caudales máximos hacia finales de la década de 1990 y principios del 2020.

Punta Arenas presente tendencias crecientes en los caudales máximos y las medias móviles, con las mayores correlaciones luego de los casos del Río Maipo y p-value muy cercanos al 5% o inferiores, lo que indica su significancia estadística. El test de Pettitt señala un punto de inflexión a principios de la década de 2000, mientras que las desviaciones móviles no son estadísticamente significativas.

Los gráficos de caudales máximos exhiben tendencias claras y una notable variabilidad en los valores a lo largo del tiempo. Lo mismo ocurre con los gráficos de estadísticos móviles, los cuales muestran diferencias significativas en comparación con la media y desviación estándar tradicional de los datos. Esta variabilidad puede estar vinculada al cambio climático y a patrones climáticos discutidos previamente en este documento.

## 6.2 Selección de covariables

De la Tabla B1, se observa que las covariables seleccionadas para Arica están relacionadas con la precipitación tanto en verano como a nivel anual. Esto concuerda con lo comentado por Sarricolea & Romero (2015), quienes describen las precipitaciones durante los meses de verano, conocidas como el invierno altiplánico, y su influencia en los caudales máximos de la región. Todas las covariables son estadísticamente significativas según los p-value y presentan coeficientes de Spearman superiores a 0.61, lo que indica una correlación fuerte de acuerdo con los rangos típicos de esta prueba estadística.

En el caso de Santiago y San Antonio (Río Maipo) en la zona central, las covariables seleccionadas están relacionadas con las precipitaciones anuales y de invierno. En Santiago, que tiene un régimen nival, las covariables también se relacionan con la nieve acumulada durante los meses de invierno. Además, se presenta una correlación negativa entre los caudales máximos y la temperatura máxima de invierno, lo que sugiere una correlación positiva entre los caudales máximos y tanto las temperaturas mínimas de invierno como las precipitaciones. En San Antonio, todas las covariables tienen una relación directa con las precipitaciones, presentando coeficientes de Spearman superiores a 0.7. En ambos casos de estudio, todas las covariables son estadísticamente significativas.

El caso de Valdivia presenta similitudes con el de San Antonio, mostrando correlaciones fuertes con las precipitaciones a escala anual y de invierno, y p-value menores al 5%. En el análisis de tendencia se observa que, en Valdivia, hay años con caudales máximos particularmente menores en comparación con otros años. Siendo una cuenca con régimen pluvial, estos años con caudales menores están directamente relacionados con los años de menores precipitaciones.

En la zona austral se trabaja con la selección de covariables para dos cuencas distintas. El primer caso (Coyhaique) debe ser analizado en distintas categorías, en primera instancia se analizan las covariables de verano, las que presentan correlaciones directas entre la temperatura y días sin precipitaciones de verano y una correlación negativa con la precipitación sobre 1 mm de invierno (Tabla B6). Esto puede estar relacionado con un mayor derretimiento de nieve y un aumento en la escorrentía superficial debido a la mayor evaporación y demanda de agua durante los períodos de calor, mientras que la correlación negativa entre precipitaciones y caudales máximos es contraintuitiva, pero podría ser debido a la saturación del suelo y la menor capacidad de almacenamiento de agua en el suelo durante el invierno, lo que limita la escorrentía y el flujo de agua hacia los cauces. Se requieren más antecedentes para poder interpretar este caso.

Con la serie de invierno, se observan covariables ligadas a la precipitación y la temperatura. Debido al régimen mixto de la cuenca, las precipitaciones son claves para los caudales máximos de invierno, mientras que la temperatura máxima de invierno puede atribuirse al derretimiento de la nieve acumulada durante el invierno (este fenómeno es mucho más común en verano).

Finalmente, en el caso anual se presentan covariables relacionadas con la temperatura de invierno, la temperatura anual y las precipitaciones en meses de verano. El análisis anual de los caudales en la cuenca muestra una compleja interacción entre los regímenes de verano e invierno previamente analizados, los cuales presentan características sustancialmente diferentes. Esta divergencia entre las condiciones climáticas y la variabilidad estacional sugiere que la utilización de una serie anual para comprender la dinámica de los caudales puede resultar en dificultades para captar adecuadamente la variación específica de cada temporada.

Para el caso de Punta Arenas, se presentan correlaciones moderadas con precipitaciones, mientras que con la temperatura mínima de verano se obtiene una correlación negativa. La cuenca tiene los caudales

máximos a finales de invierno y los menores durante los meses de verano, lo que sugiere un régimen pluvial. Esto explica la correlación entre precipitaciones y caudales máximos.

Cabe destacar que, en todos los casos de estudio, las covariables de escala local prevalecen sobre los patrones climáticos de gran escala. Esto subraya la importancia del monitoreo constante de los patrones en las temperaturas y precipitaciones a nivel local para una comprensión precisa de los caudales máximos en cada región.

### 6.3 Mejores modelos estacionarios y no estacionarios

En las Tablas 8 y 10 se presentan los modelos no estacionarios seleccionados para los seis casos de estudio. Estos modelos representan el escenario más crítico, proporcionando un enfoque más conservador. Esto es fundamental para asegurar una mayor seguridad en el contexto del diseño de obras hidráulicas, ya que permite considerar las condiciones más extremas y minimizar los riesgos asociados.

En el caso de Arica, la covariable seleccionada es la precipitación total de verano, lo cual está en línea con los análisis de tendencia anteriores. El modelo GAMLSS para Arica incluye el parámetro  $\mu$  como no estacionario (como en todos los casos) y  $\sigma$  como estacionario, lo que es coherente con el análisis de tendencia realizado. Tanto el modelo estacionario como el no estacionario utilizan la distribución de probabilidad Log-Normal, lo que sugiere que esta distribución modela los datos de manera óptima en esta cuenca.

El caso de Santiago cuenta con dos covariables, R20mm anual (días con precipitación mayor a 20 mm) y TX de invierno (temperatura máxima de invierno). Al observar la curva de variación estacional de Santiago, se nota que los caudales máximos se encuentran en diciembre. Esto, sumado a la inclusión de la temperatura máxima de invierno como una de las covariables seleccionadas, sugiere un comienzo temprano del derretimiento de la nieve, influenciado por temperaturas invernales más altas. Además, los eventos de precipitaciones intensas contribuyen al acumulamiento de nieve durante los meses de invierno, lo que aumenta los caudales máximos en diciembre. Se espera que la temperatura de verano también tenga influencia en los caudales máximos; sin embargo, como se muestra en la Tabla 7, no es parte de las covariables con mayores correlaciones en este caso específico. Esto indica que, si bien la temperatura de verano puede ser un factor relevante, su efecto puede ser menos significativo en comparación con las precipitaciones intensas y las temperaturas invernales. Los parámetros  $\mu$  y  $\sigma$  son no estacionarios, lo que tiene sentido con el análisis de tendencia. Finalmente, en el caso de Santiago, la función de distribución que predomina en los mejores modelos es Gamma, que se repite tanto en los no estacionarios como estacionarios.

San Antonio presenta la misma combinación de parámetros  $\mu$  y  $\sigma$ , siendo ambos no estacionarios. Destaca que este caso cuenta con las mayores tendencias decrecientes en las series de tiempo según la pendiente de Theil-Sen, lo que coincide con los parámetros del modelo seleccionado. Las covariables elegidas están relacionadas con las precipitaciones anuales y de invierno, lo que, junto con su curva de variación estacional, resalta la influencia directa de las precipitaciones en los caudales máximos de la cuenca, tanto como escorrentía directa, como en la acumulación de nieve en cuencas cercanas a la cordillera, como es el caso de Santiago. Se observa que el modelo estacionario ajusta una distribución Gamma, al igual que el no estacionario.

Las covariables seleccionadas para el caso de Valdivia son similares al de San Antonio, ya que la precipitación consecutiva de 5 días anual y los eventos con precipitaciones mayores a 20 mm en invierno predominan frente a las demás covariables, destacando el régimen pluvial de la cuenca (ver Figura 2). A diferencia del caso de San Antonio, el parámetro  $\sigma$  es estacionario, debido a su poca significancia estadística en el análisis de desviaciones estándar móviles. En este caso, la distribución Gamma es la que logra captar de mejor manera el comportamiento de los datos.

Coyhaique es el único caso donde la distribución para el modelo no estacionario es Pearson 3, donde el parámetro  $\mu$  es el único con un comportamiento no estacionario (a diferencia de  $\sigma$  y  $\eta$ ), mientras que el modelo estacionario trabaja con la distribución Gumbel, que también es el único caso en que se utiliza.

El caso de Coyhaique tiene una particularidad, al analizar la curva de variación estacional de la Figura 3, se observa un régimen mixto, lo que complica el análisis debido a una combinación de factores

El caso de Punta Arenas presenta covariables relacionadas tanto con la precipitación como con la temperatura. La covariable  $R_{1mm}$  sugiere una relación directa entre las lluvias invernales y los caudales máximos, mientras que la covariable “TXn” indica una relación inversa entre las altas temperaturas del verano y los caudales en esta temporada, lo cual coincide con la curva de variación estacional que muestra caudales menores en los meses de verano, confirmando el régimen pluvial de la cuenca. En cuanto a las distribuciones de probabilidad, se observa una diferencia entre el enfoque no estacionario y el estacionario: el primero utiliza la distribución Log-Normal, mientras que el segundo utiliza la distribución Gamma. Esta discrepancia sugiere que cada enfoque modela de manera óptima los datos de acuerdo con su naturaleza. Además, el parámetro  $\mu$  es no estacionario, mientras que  $\sigma$  es estacionario, lo que se alinea con el análisis de tendencia aplicado en el caso de Punta Arenas.

La comparación de los valores de AIC entre los modelos estacionarios y no estacionarios revela que, en todos los casos, los modelos no estacionarios presentan valores menores. Esto sugiere que, a pesar de su mayor complejidad y metodología más extensa, ofrecen un ajuste más adecuado a los datos observados y logran capturar los cambios en los caudales máximos debido a la variabilidad de factores climáticos y ambientales.

Esta selección es fundamental para garantizar un diseño más robusto de obras hidráulicas, ya que permite considerar de manera más precisa las condiciones cambiantes y extremas que pueden presentarse en el futuro. Es importante destacar que, en todos los casos, las variables locales predominan sobre los patrones climáticos de gran escala, lo que resalta la importancia del monitoreo constante de las condiciones locales para la gestión adecuada de los recursos hídricos.

#### **6.4 Magnitudes de Retorno**

A partir de las Figuras 6 y 7 se observa que las magnitudes no estacionarias varían constantemente a lo largo de los años, mostrando semejanzas con la variabilidad de la serie de caudales máximos en cada caso. Esto se contrapone con las magnitudes estacionarias, las cuales se mantienen constantes como un valor único para todos los años y un periodo de retorno específico, lo que presenta claros indicios de que la metodología estacionaria no logra captar adecuadamente las características típicas de una serie de caudales máximos.

En algunos casos, como en Arica y San Antonio, se observan peaks de caudal que sobresalen significativamente por encima de los demás valores. Esto se debe a que las covariables y el modelo en esos años particulares no capturan de forma correcta esos eventos extremos, aunque logran captar el comportamiento del resto de los eventos. En casos como el de Valdivia, Santiago y Punta Arenas, las magnitudes de retorno no estacionarias suelen mantenerse cercanas a las estacionarias, oscilando entre valores mayores y menores. Caso contrario es el de Coyhaique (Figura 7b), que muestra que las magnitudes no estacionarias tienen valores mucho mayores que las estacionarias constantemente. Esto llama la atención, ya que se observa que la serie de caudales máximos (línea negra), supera varias veces la magnitud estacionaria de 100 años, lo que puede deberse a que la distribución Gumbel no logra adecuarse de buena forma para los datos de la cuenca y periodos de retornos grandes, ya que esta situación no se observa con las otras distribuciones. Para verificar esto, se presenta en la Figura A6b con el caso de Coyhaique en invierno utilizando la distribución Gamma. Se observa que las magnitudes de retorno se encuentran mucho más cercanas en magnitud, lo que sugiere que esta distribución es más adecuada.

Que las magnitudes de retorno no estacionarias estén constantemente por encima de las magnitudes estacionarias significa que, según el modelo no estacionario, los caudales máximos esperados para un determinado periodo de retorno son mayores que los estimados por el modelo estacionario. Esto puede indicar que las condiciones climáticas están cambiando de manera que los eventos extremos se están volviendo más severos o frecuentes, y el modelo no estacionario captura mejor esta tendencia al tener en cuenta la variabilidad temporal de las covariables. Por otro lado, si las magnitudes de retorno no estacionarias estuvieran constantemente por debajo de las estacionarias, esto indicaría que los caudales

máximos esperados para un periodo de retorno determinado son menores en el modelo no estacionario que en el estacionario. Esto podría sugerir una disminución en la intensidad o frecuencia de los eventos extremos a lo largo del tiempo.

## 6.5 Nivel de Vida del Diseño (DLL)

La disparidad observada en las magnitudes de diseño entre los diferentes casos de estudio de las curvas DLL (Figura 8) refleja las distintas características hidrológicas de cada cuenca. Por ejemplo, mientras que para Arica se manejan valores entre 2 y 9 m<sup>3</sup>/s, San Antonio presenta magnitudes de hasta 5242 m<sup>3</sup>/s para un periodo de retorno de 100 años. A pesar de estas marcadas diferencias, se observan tendencias similares en algunos casos, como Santiago y Valdivia, donde las curvas estacionarias son inferiores a las no estacionarias, pero suelen mantenerse cercanas para los distintos periodos de retorno. Esto se debe a que las magnitudes no estacionarias de estos casos no presentan peaks muy diferente a los otros valores y, por lo tanto, el vector de probabilidades de excedencia no presenta valores anómalos que hagan que las curvas presenten mayores diferencias. Esto difiere de casos como los de Arica, San Antonio y Coyhaique, donde se presentan peaks en los años 2001, 1981 y 1998 respectivamente, que producen mayor variabilidad en el tiempo, resultando en curvas más distantes. El caso de Punta Arenas es llamativo, ya que, a pesar de presentar un peak mayor a los demás en el año 2015, en general las magnitudes no estacionarias se mantienen en un rango similar, sin embargo, las curvas estacionarias y no estacionarias presentan diferencias marcadas.

En Arica, aunque las diferencias parecen más pronunciadas, para un periodo de retorno de 100 años, la discrepancia entre ambos enfoques es de aproximadamente 1.8 m<sup>3</sup>/s, lo que resulta ser prácticamente el mismo valor. Sin embargo, en el caso de contar con caudales similares a los de San Antonio, estas diferencias podrían ser significativas. Además, al comparar los 1.8 m<sup>3</sup>/s con el caudal medio de la cuenca (0.37 m<sup>3</sup>/s), se observa que representa un valor considerable en este contexto. Santiago y Valdivia presentan prácticamente las mismas diferencias de magnitud entre los enfoques estacionarios y no estacionarios, con aproximadamente 30 m<sup>3</sup>/s para un T=2 años y 50 m<sup>3</sup>/s para T=100 años. Estas diferencias, aunque no sean tan grandes, sugieren que las obras hidráulicas existentes podrían estar subdimensionadas respecto a los eventos extremos.

El caso de Coyhaique muestra una particularidad, ya que, debido a su régimen mixto, se analizan las series de caudales máximos por temporada. El caso de verano y de invierno presentan grandes diferencias en las curvas DLL estacionarias y no estacionarias. Esto es producto de la gran variabilidad presente en las magnitudes de retorno de invierno y verano, lo que habla de la importancia del análisis diferenciado en cuencas con régimen mixto para proporcionar una mayor seguridad de las obras hidráulicas. Sin embargo, para el diseño se debe considerar la temporada más crítica, es decir, donde se presenten los mayores caudales.

Finalmente, San Antonio exhibe las mayores diferencias, con una brecha de alrededor de 1069 m<sup>3</sup>/s para un periodo de retorno de 10 años y de 853 m<sup>3</sup>/s para T=100 años, lo que indica que, para periodos de retorno mayores, esta brecha disminuye un poco. Es importante destacar que San Antonio es la cuenca más extensa en estudio, con un área de 14914 km<sup>2</sup> que conlleva una gran heterogeneidad espacial y una compleja respuesta fluviométrica y esto sumado a que el modelo para este caso considera solo la precipitación como covariable (Tabla 10), puede presentar mayores dificultades para el ajuste.

## 7 Conclusiones

Se han realizado análisis de frecuencia no estacionaria para series anuales de caudales máximos diarios en seis casos de estudio a lo largo de Chile, utilizando modelos GAMLSS. Estos casos de estudio incluyen regímenes pluviales, nivales y mixtos en distintas regiones del país, como la zona norte, centro, sur y austral, capturando así las diversas características hidrológicas de Chile.

El análisis de tendencia y detección de no estacionariedad en las series de caudales máximos, medias y desviaciones estándar móviles detectó tendencias significativas en 4 de los 6 casos de estudio: Santiago, San Antonio, Coyhaique y Punta Arenas. Los casos de Arica y Valdivia no muestran tendencias significativas; sin embargo, aumentar el nivel de significancia un 2% en la prueba de Mann-Kendall haría que sí existan tendencias significativas, aunque esto implica un mayor margen de riesgo de cometer un error de Tipo I (que es rechazar la hipótesis nula cuando en realidad es verdadera). Aunque algunas tendencias no son estadísticamente significativas, todas las series móviles presentan diferencias claras en comparación con las medias y desviaciones estándar tradicionales (o estacionarias). Es importante detectar los caudales máximos anormales en cada caso de estudio, ya que estos peaks pueden dificultar el análisis de series móviles debido a su susceptibilidad a estos valores extremos. Por otro lado, test de Pettitt muestra cambios significativos en las tendencias de los caudales máximos, incluso cambiando de tendencias decrecientes a crecientes como en Coyhaique (Figura A1e). Sin embargo, en el caso de San Antonio no se observan grandes cambios antes y después del año seleccionado, lo que sugiere una tendencia constante (decreciente) en la cuenca de estudio.

Las magnitudes de retorno estacionarias y no estacionarias presentan claras diferencias y requieren un análisis específico para la zona y las condiciones hidrológicas de cada caso de estudio. Resulta interesante examinar cómo difieren los caudales de diseño utilizados en las obras hidráulicas de los caudales no estacionarios. Este análisis permitiría determinar si las obras están subdimensionadas, sobredimensionadas o si cuentan con valores similares. Al aplicar este enfoque a casos reales, se podría evaluar con mayor precisión la adecuación de las infraestructuras hidráulicas existentes y realizar los ajustes necesarios para garantizar su eficacia y seguridad bajo condiciones hidrológicas cambiantes.

Un factor primordial en la metodología es la correcta selección de covariables, ya que estas pueden generar magnitudes no estacionarias mucho mayores que en otros años, lo que evidencia la susceptibilidad de la modelación frente a los eventos más extremos.

Las curvas DLL se agrupan en dos casos: aquellos donde las magnitudes de diseño estacionarias y no estacionarias no muestran grandes diferencias, como en Santiago y Valdivia durante el verano; y aquellos que presentan diferencias significativas, como Arica, San Antonio, Coyhaique y Punta Arenas. Sin embargo, en todos los casos, las magnitudes no estacionarias superan a las estacionarias, lo que indica que, a pesar de que en algunos casos se observan tendencias decrecientes, las covariables asociadas resaltan la influencia de eventos más extremos en el diseño de obras hidráulicas.

Se destacan modelos GAMLSS como una herramienta flexible y con un gran potencial para el análisis de frecuencia no estacionario, gracias a su capacidad para modelar una amplia gama de distribuciones y la incorporación de covariables claves. Esta flexibilidad resulta crucial en la consideración del cambio climático y la variabilidad climática, aspectos esenciales para garantizar la seguridad de las infraestructuras hidráulicas en un futuro marcado por la incertidumbre climática.

Finalmente, para futuros estudios, se recomienda realizar un análisis más exhaustivo en la selección de covariables con el fin de evitar el sobredimensionamiento de las magnitudes no estacionarias en años con eventos extremos fuera de lo común. Además, sería interesante investigar el número de obras hidráulicas que han experimentado fallos debido al caudal de diseño basado en un enfoque estacionario, y compararlo con el enfoque no estacionario. Esto complementaría el estudio teórico con evidencia empírica, lo que conllevaría a un análisis mucho más detallado de una zona específica.

## 8 Referencias

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716–723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Álvarez-Olguín, G., & Escalante-Sandoval, C. A. (2016). Análisis de frecuencias no estacionario de series de lluvia anual. *Tecnología y Ciencias Del Agua*, 7(1), 71–88.
- Amat Rodrigo, J. (2020). *GAMLSS: modelos aditivos generalizados para posición, escala y forma*.
- Ancapichún, S., & Garcés-Vargas, J. (2015). Variability of the Southeast Pacific Subtropical Anticyclone and its impact on sea surface temperature off north-central Chile. *Ciencias Marinas*, 41, 1–20.
- Araya-Osses, D., Casanueva, A., Román-Figueroa, C., Uribe, J. M., & Paneque, M. (2020). Climate change projections of temperature and precipitation in Chile based on statistical downscaling. *Climate Dynamics*, 54(9–10), 4309–4330. <https://doi.org/10.1007/s00382-020-05231-4>
- Carreño, F. (2021). Verificación del diseño de obras hidráulicas considerando análisis de frecuencia no estacionario. Universidad Técnica Federico Santa María.
- Centro de Ciencia del Clima y la Resiliencia (CR)2. (2015). *La megasequía 2010-2015: Una lección para el futuro*.
- Debele, S. E., Bogdanowicz, E., & Strupczewski, W. G. (2017). Around and about an application of the GAMLSS package to non-stationary flood frequency analysis. *Acta Geophysica*, 65(4), 885–892. <https://doi.org/10.1007/s11600-017-0072-3>
- Escobar, F., & Aceituno, P. (1998). Influencia del fenómeno ENSO sobre la precipitación nival en el sector andino de Chile central durante el invierno. *Bulletin de l'Institut Français d'Études Andines*, 27(3), 753–759.
- Gutiérrez Aguilera, I. A. (2020). Estudio de la vulnerabilidad en el diseño hidráulico de algunos relaves considerando un enfoque hidrológico no estacionario: Análisis en las macrozonas norte y centro de Chile. Universidad de Chile.
- Hernandez, D., Mendoza, P. A., Boisier, J. P., & Ricchetti, F. (2022). Hydrologic Sensitivities and ENSO Variability Across Hydrological Regimes in Central Chile (28°–41°S). *Water Resources Research*, 58(9). <https://doi.org/10.1029/2021WR031860>
- López-de la Cruz, J., & Francés, F. (2014). La variabilidad climática de baja frecuencia en la modelación no estacionaria de los regímenes de las crecidas en las regiones hidrológicas Sinaloa y Presidio San Pedro. *Tecnología y Ciencias Del Agua*, 4, 79–101.
- Montalva Meza, J. (2022). *Estudio de Tele conexión entre Caudal Estacional y Variables Climatológicas e Hidrometeorológicas en la cuenca alta del Río Maipo para su aplicación en Modelo de Pronóstico Estacional*. Universidad Técnica Federico Santa María.
- Risbey, J. S., & Kandlikar, M. (2007). Expressions of likelihood and confidence in the IPCC uncertainty assessment process. *Climatic Change*, 85(1–2), 19–31. <https://doi.org/10.1007/s10584-007-9315-7>
- Rootzén, H., & Katz, R. W. (2013). Design Life Level: Quantifying risk in a changing climate. *Water Resources Research*, 49(9), 5964–5972. <https://doi.org/10.1002/wrcr.20425>
- Salas, J. D., & Obeysekera, J. (2014). Revisiting the Concepts of Return Period and Risk for Nonstationary Hydrologic Extreme Events. *Journal of Hydrologic Engineering*, 19(3), 554–568. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)HE.1943-5584.0000820](https://doi.org/10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0000820)
- Sarricolea Espinoza, P., & Romero Aravena, H. (2015). Variabilidad y cambios climáticos observados y esperados en el Altiplano del norte de Chile. *Revista de Geografía Norte Grande*, 62, 169–183. <https://doi.org/10.4067/S0718-34022015000300010>

- Šraj, M., Viglione, A., Parajka, J., & Blöschl, G. (2016). The influence of non-stationarity in extreme hydrological events on flood frequency estimation. *Journal of Hydrology and Hydromechanics*, 64(4), 426–437. <https://doi.org/10.1515/johh-2016-0032>
- Van Dongen, R., Scherler, D., Wendi, D., Deal, E., Mao, L., Marwan, N., & Meier, C. (2022). *El Niño Southern Oscillation (ENSO)-induced hydrological anomalies in central Chile*. <https://doi.org/10.5194/egusphere-2022-1234>.
- Vicuña, S., Gironás, J., Meza, F. J., Cruzat, M. L., Jelinek, M., Bustos, E., Poblete, D., & Bambach, N. (2013). Exploring possible connections between hydrological extreme events and climate change in central south Chile. *Hydrological Sciences Journal*, 58(8), 1598–1619. <https://doi.org/10.1080/02626667.2013.840380>
- Villarroel Jiménez, C. (2013). *Eventos extremos de precipitación y temperatura en Chile: Proyecciones para fines del siglo XXI*. Universidad de Chile.
- Vincent, L. A., Peterson, T. C., Barros, V. R., Marino, M. B., Rusticucci, M., Carrasco, G., Ramirez, E., Alves, L. M., Ambrizzi, T., Berlato, M. A., Grimm, A. M., Marengo, J. A., Molion, L., Moncunill, D. F., Rebello, E., Anunciação, Y. M. T., Quintana, J., Santos, J. L., Baez, J., ... Karoly, D. (2005). Observed Trends in Indices of Daily Temperature Extremes in South America 1960–2000. *Journal of Climate*, 18(23), 5011–5023. <https://doi.org/10.1175/JCLI3589.1>
- Xavier, A. C. F., Rudke, A. P., Fujita, T., Blain, G. C., de Moraes, M. V. B., de Almeida, D. S., Rafee, S. A. A., Martins, L. D., de Souza, R. A. F., de Freitas, E. D., & Martins, J. A. (2020). Stationary and non-stationary detection of extreme precipitation events and trends of average precipitation from 1980 to 2010 in the Paraná River basin, Brazil. *International Journal of Climatology*, 40(2), 1197–1212. <https://doi.org/10.1002/joc.6265>

## Anexo

### A. Gráficos series de tiempo, magnitudes de retorno y DLL

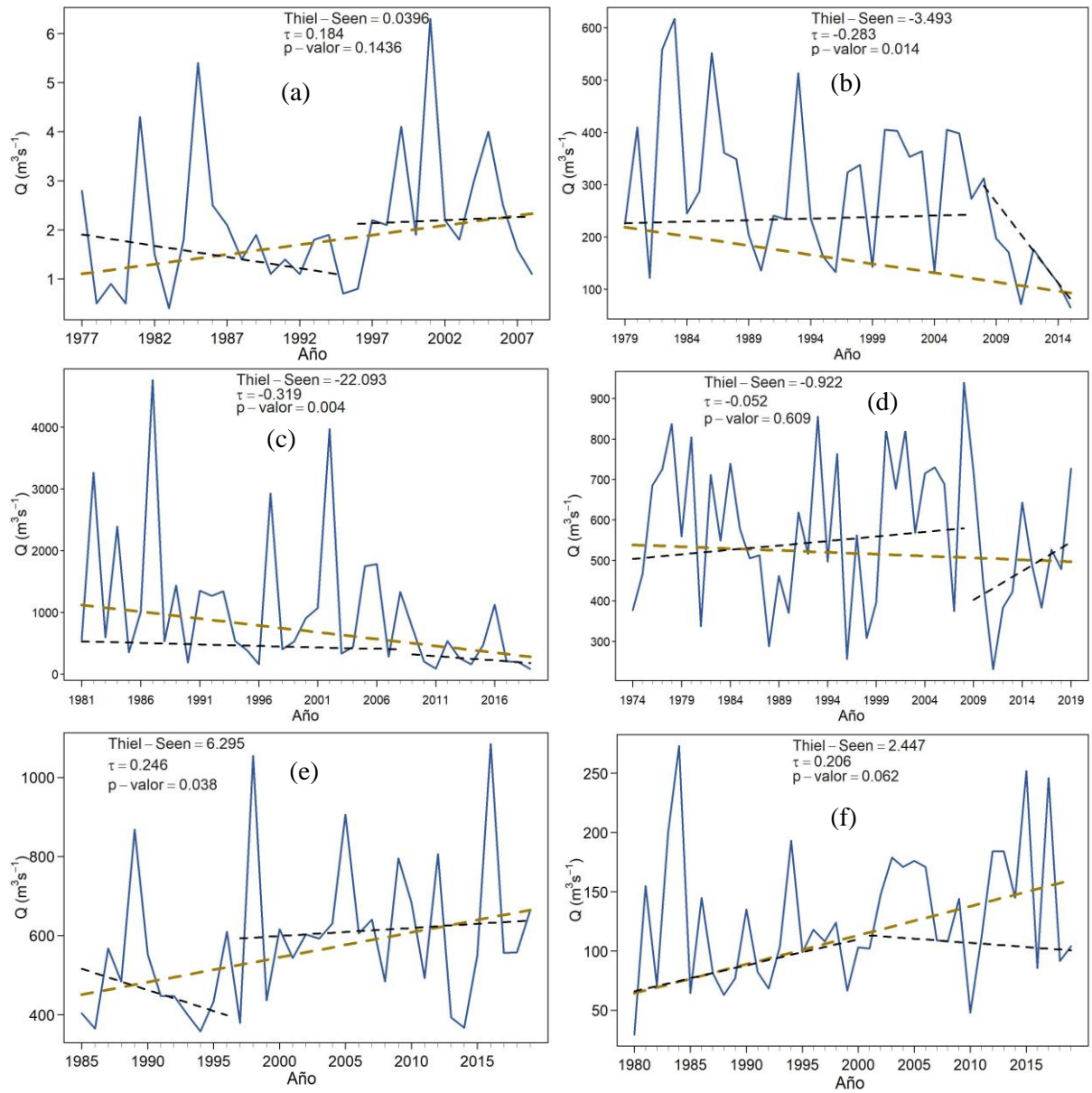
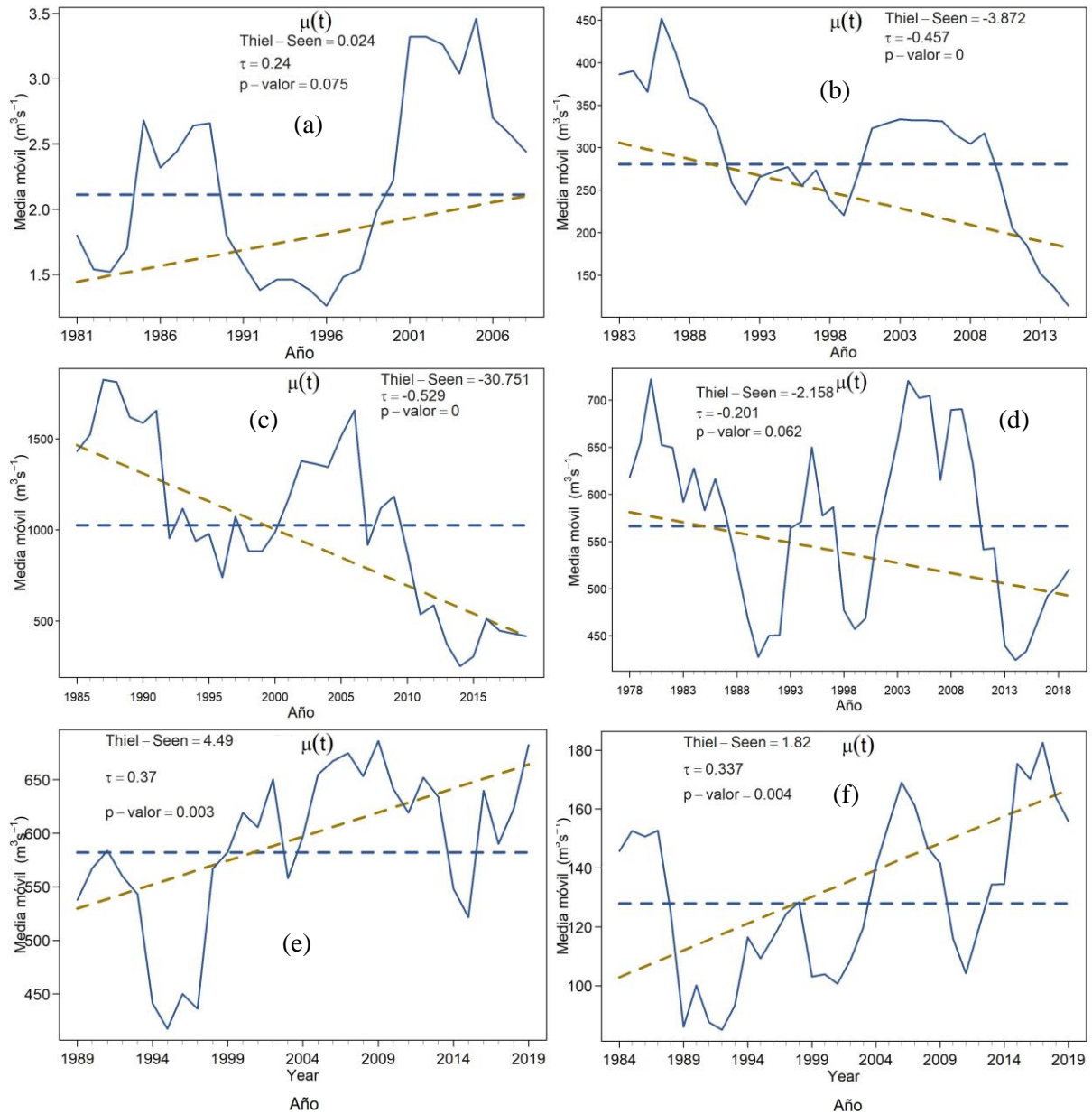
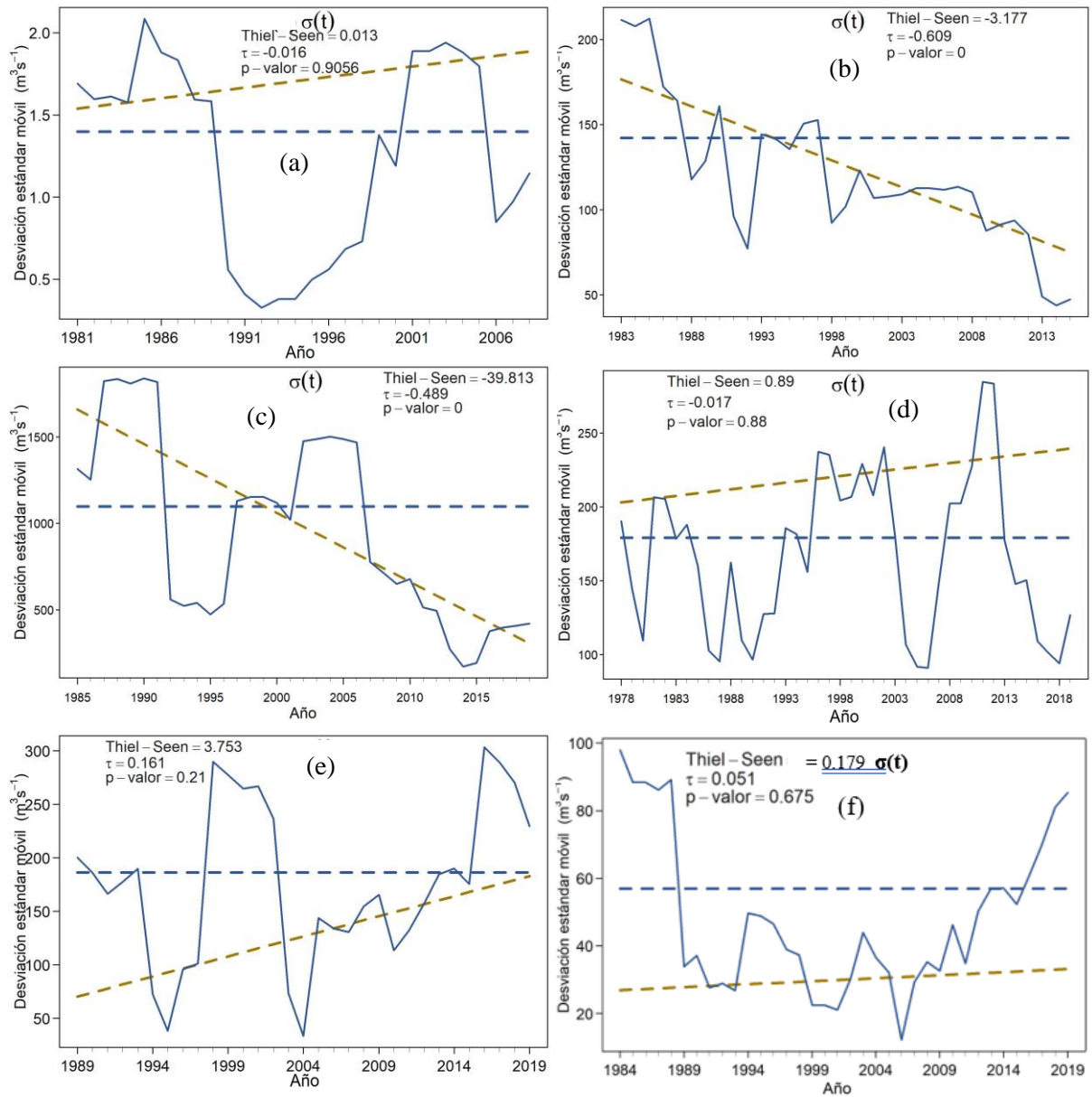


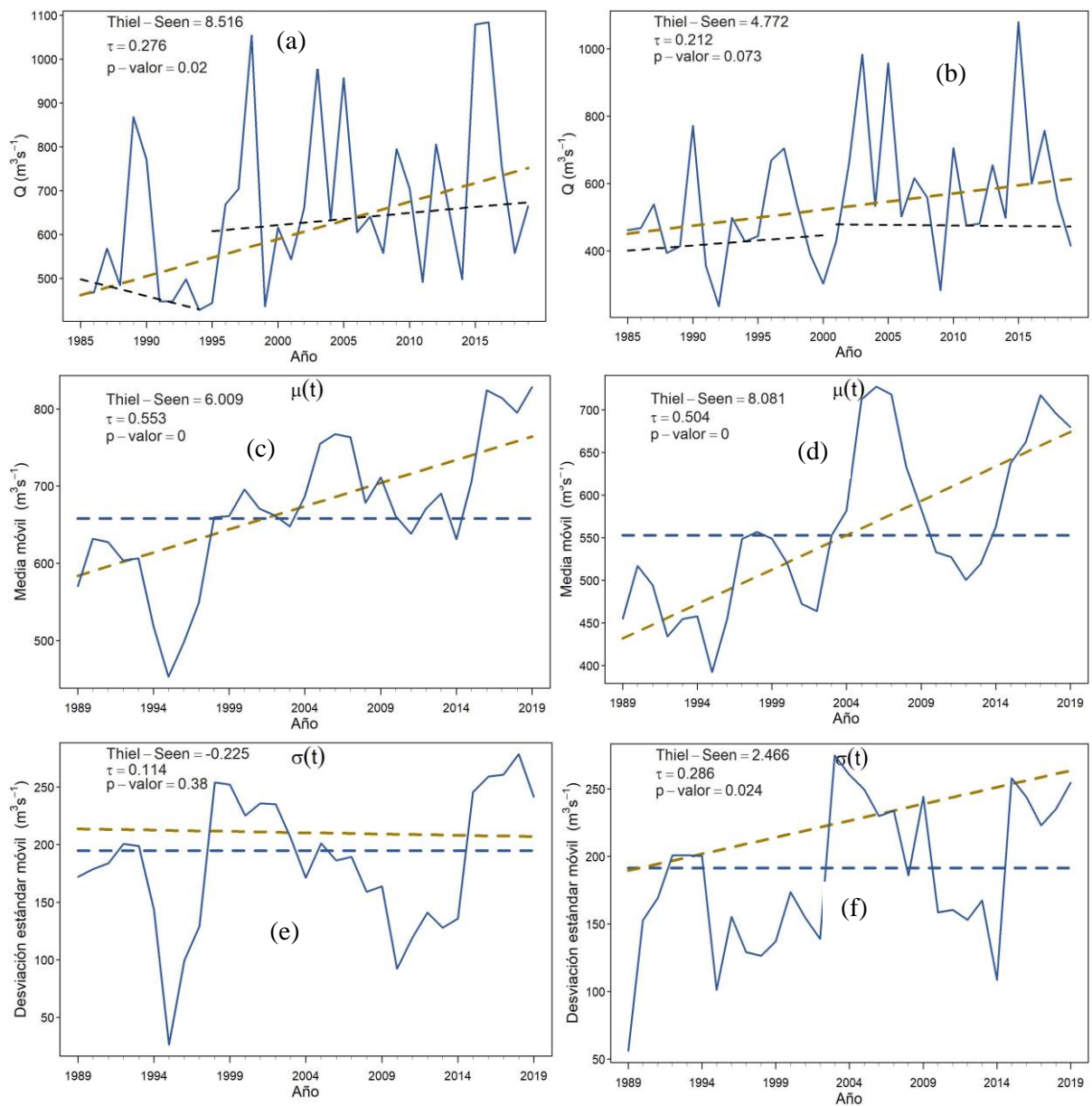
Figura A1: Caudales máximos casos seleccionados para (a) Arica, (b) Santiago, (c) San Antonio, (d) Valdivia, (e) Coyhaique y (f) Punta Arenas



**Figura A2: Medias móviles casos seleccionados para (a) Arica, (b) Santiago, (c) San Antonio, (d) Valdivia, (e) Coyhaique y (f) Punta Arenas**



**Figura A3: Desviaciones estándar móviles casos seleccionados para (a) Arica, (b) Santiago, (c) San Antonio, (d) Valdivia, (e) Coyhaique y (f) Punta Arenas**



**Figura A4: Estadísticos Coyhaique: Columna izquierda categoría anual (a), (c) y (e)  
Columna derecha categoría invierno (b), (d) y (f)**

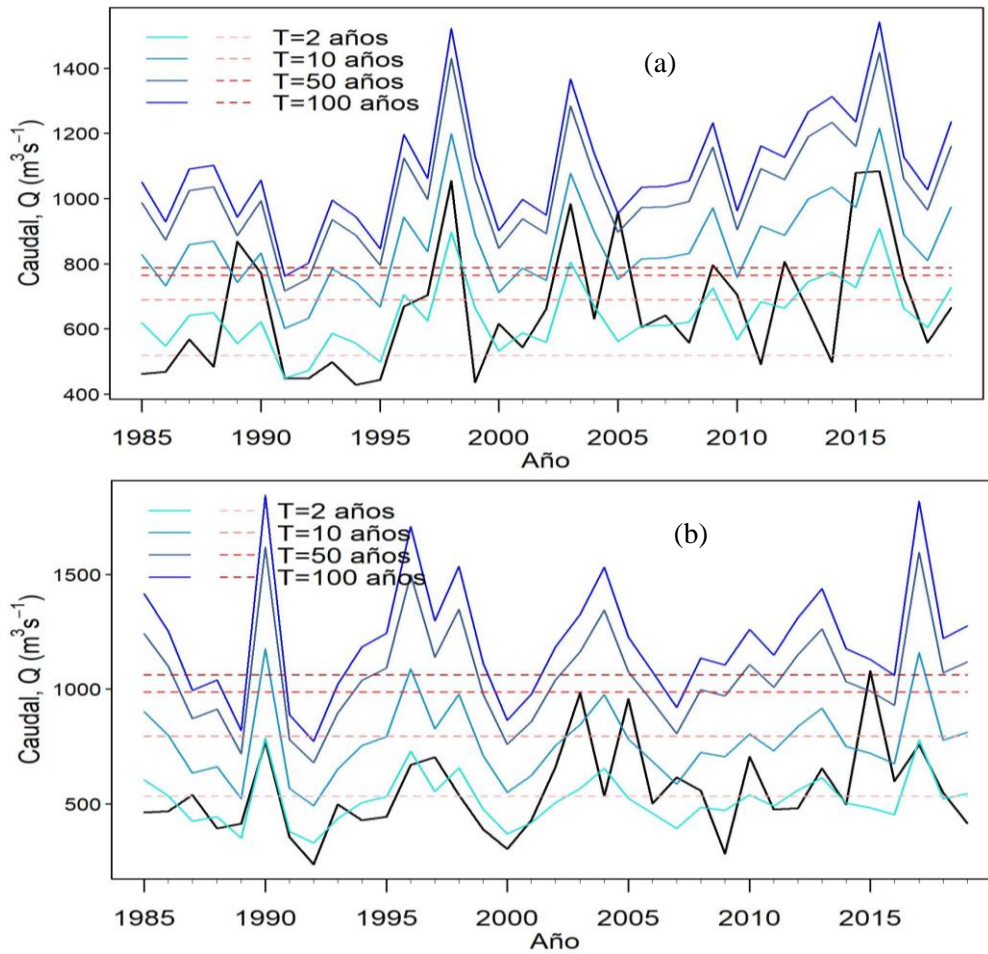


Figura A5: Magnitudes de retorno Coyhaique, (a) categoría anual y (b) categoría invierno

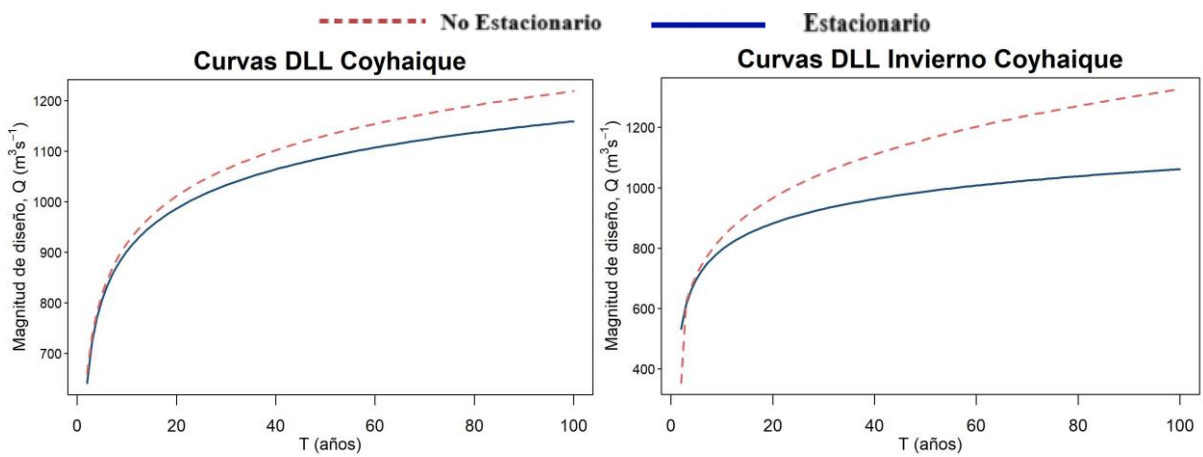


Figura A6: Curvas DLL Coyhaique, (a) categoría anual y (b) categoría invierno

## B. Covariables y modelos

**Tabla B1: Covariables Arica**

<b>Covariable Arica</b>	<b>Coefficiente de Spearman</b>	<b>P-Value</b>
PRCPTOT a	0.72	0.00
R1mm a	0.68	0.00
Rx5day a	0.62	0.00
PRCPTOT v	0.73	0.00
R1mm v	0.69	0.00
Rx5day v	0.62	0.00
R10mm v	0.61	0.00

**Tabla B212: Covariables Santiago**

<b>Covariable Santiago</b>	<b>Coefficiente de Spearman</b>	<b>P-Value</b>
R20mm a	0.65	0.00
R10mm a	0.62	0.00
PRCPTOT a	0.61	0.00
R20mm i	0.66	0.00
R10mm i	0.61	0.00
R1mm i	0.58	0.00
Tx i	-0.63	0.00

**Tabla B3: Covariables Punta Arenas**

<b>Covariable Punta Arenas</b>	<b>Coefficiente de Spearman</b>	<b>P-Value</b>
PRCPTOT i	0.33	0.04
R1mm i	0.37	0.02
TXn v	-0.34	0.03

**Tabla B4: Covariables San Antonio**

<b>Covariable San Antonio</b>	<b>Coefficiente de Spearman</b>	<b>P-Value</b>
PRCPTOT a	0.78	0.00
Rx5day a	0.77	0.00
R20mm a	0.74	0.00
R10mm a	0.70	0.00
Rx5day i	0.77	0.00
PRCPTOT i	0.76	0.00
R20mm i	0.73	0.00

**Tabla B5: Covariables Valdivia**

<b>Covariable Valdivia</b>	<b>Coefficiente de Spearman</b>	<b>P-Value</b>
PRCPTOT a	0.71	0.00
Rx5day a	0.68	0.00
R20mm a	0.60	0.00
R10mm a	0.54	0.00
PRCPTOT i	0.65	0.00
Rx5day i	0.61	0.00
R10mm i	0.57	0.00

**Tabla B6: Covariables Coyhaique verano**

<b>Covariable Coyhaique</b>	<b>Coefficiente de Spearman</b>	<b>P-Value</b>
SU25 v	0.35	0.04
R1mm i	-0.43	0.01
CDD v	0.41	0.01

**Tabla B7: Covariables Coyhaique invierno**

Covariable Coyhaique	Coefficiente de Spearman	P-Value
R20mm a	0.37	0.03
R20mm i	0.43	0.01
TX i	0.34	0.05
Temperatura i	0.39	0.02

**Tabla B8: Covariables Coyhaique anual**

Covariable Coyhaique	Coefficiente de Spearman	P-Value
TX a	0.35	0.04
TX i	0.48	0.00
Temperatura i	0.45	0.00
R20mm v	0.34	0.05

**Tabla B9: Mejores modelos no estacionarios Coyhaique**

Categoría	Covariables	AIC	D. de Probabilidad	$\mu$	$\sigma$	$\eta$
Invierno	R20mm i + Temperatura i	455.98	Gamma	No Estacionario	No Estacionario	-
Verano	CDD v + R1mm i	449.59	Pearson 3	No Estacionario	Estacionario	Estacionario
Anual	R20mm v + TX i	448.17	Log-Normal	No Estacionario	Estacionario	-

**Tabla B10: Mejores modelos estacionarios Coyhaique**

Categoría	AIC	D. de Probabilidad
Invierno	464.27	Gumbel
Verano	458.97	Gumbel
Anual	463.97	Gumbel