

Universidad Pública de Navarra

Nafarroako Unibertsitate Publikoa

ESCUELA TÉCNICA SUPERIOR DE  
INGENIEROS AGRÓNOMOS

NEKAZARITZAKO INGENIARIEN GOI  
MAILAKO ESKOLA TEKNIKOA



upna

Universidad Pública de Navarra  
Nafarroako Unibertsitate Publikoa

# **ANÁLISIS DE TENDENCIAS DE LAS VARIABLES ASOCIADAS A LA PRECIPITACIÓN EN GIPUZKOA**

*Presentado por*

Idoia Zabalza Ojer

GRADO EN INGENIERÍA AGROALIMENTARIA Y DEL MEDIO RURAL  
NEKAZARITZAKO ELIKAGAIEN INGENIARITZAN ETA LANDA EREMUAREN

GRADUA

*Tutor del TFG*

José Javier López Rodríguez

Junio, 2019/ 2019ko ekaina



## **RESUMEN**

En los últimos años, se han llevado a cabo numerosos estudios sobre las causas y efectos del cambio climático sobre el planeta. Algunos de sus efectos más relevantes, sobre todo en el ámbito agronómico, son el cambio en el régimen de temperaturas y precipitaciones, y el aumento de eventos extremos. En este trabajo se ha realizado un análisis de tendencias de las distintas variables de precipitación (alturas de precipitación para distintas duraciones de tiempo y duraciones de eventos de lluvia) para comprobar si existen evidencias de que el cambio climático esté afectando a las series de precipitación estudiadas. El análisis se ha realizado en la estación pluviométrica de Igeldo – San Sebastián, en la que hay varias series de precipitación que en total suman 91 años de registro.

Tras el análisis de tendencias, no se han detectado cambios significativos de tendencias en las series, por lo que se pueden suponer estacionarias. Como paso previo al análisis de tendencias se ha realizado un estudio de homogeneidad y estacionariedad de las series comprobando que los resultados obtenidos sean claros y precisos, sin que se hayan detectado errores debidos a problemas en las mediciones.

## **ABSTRACT**

In the latest years, numerous studies have been carried out on the causes and effects of climatic change on the planet. Some of its most relevant effects, especially in the agronomic field, are the change in the regime of temperatures and precipitations, and the increase of extreme events. In this work an analysis of trends of the different precipitation variables has been carried out (rainfall heights for different time durations and rainfall events) to see if there is evidence that climate change is affecting the rainfall series studied. The analysis was carried out in the pluviometric station of Igeldo – San Sebastian, in which there are several series of precipitation which a total amount of 91 years of registration.

After the analysis of trends, no significant changes in trends have been detected in the series, so they can be supposed to be stationary. As a previous step to the analysis of trends, a study of homogeneity and stationarity of the series has been carried out, verifying that the results obtained are clear and accurate, without having detected errors due to problems in the measurements.

## **PALABRAS CLAVE**

Cambio climático, análisis de tendencias de precipitación, tests de tendencias, tests de homogeneidad, tests de independencia.

## **KEY WORDS**

Climatic change, analysis of precipitation trends, trends tests, homogeneity tests, independence tests.



# ÍNDICE

1.	INTRODUCCIÓN.....	1
1.1	Cambio climático y agricultura.....	2
1.1.1	Seguridad alimentaria mundial.....	2
1.2	Antecedentes.....	3
1.3	Objetivos.....	5
2.	Características climáticas de Igeldo - San Sebastián.....	7
3.	MATERIALES Y MÉTODOS.....	9
3.1	Localización y características de la estación meteorológica.....	9
3.2	Descripción de las series de precipitación.....	10
3.2.1	Pluviómetro no registrador.....	10
3.2.2	Pluviómetro registrador o pluviógrafo.....	11
3.3	Métodos de análisis de precipitaciones máximas anuales.....	11
3.3.1	Tests para el estudio de homogeneidad de las series de datos.....	11
3.3.2	Tests para el estudio de independencia de las series de datos.....	18
3.3.3	Tests para el estudio de tendencias de las series de datos.....	22
4.	RESULTADOS Y DISCUSIÓN.....	29
4.1	Análisis de la serie de precipitaciones diarias.....	29
4.1.1	Días de lluvia.....	30
4.1.2	Precipitación mensual.....	30
4.1.3	Precipitaciones extremas.....	30
4.1.4	Frecuencia de precipitaciones extremas.....	32
4.2	Análisis de tendencias de las series de precipitaciones máximas.....	35
4.2.1	Análisis de homogeneidad de las series máximas.....	38
4.2.2	Análisis de independencia de las series máximas.....	38
4.2.3	Análisis de tendencias de las series máximas.....	39
5.	CONCLUSIONES.....	41
6.	REFERENCIAS.....	43

**ÍNDICE DE TABLAS**

Tabla 1. Tests que se han aplicado para el análisis de homogeneidad, independencia y estacionariedad de las series de precipitaciones.....	4
Tabla 2. Características del clima Cfb según la clasificación de Köpen. Fuente: Gobierno Navarra (2019). .....	7
Tabla 3. Temperatura diaria media de cada mes (°C) e insolación media mensual (h) registrada en la estación meteorológica de Igeldo en el periodo 1950 – 1996. Fuente: Sola et al., 2013. ....	8
Tabla 4. Cálculo del valor $C_\alpha$ para un nivel de significancia y modelo de distribución determinado. Fuente: ULPGC, 2019. ....	19
Tabla 5. Cálculo del valor $k(N)$ según el modelo de distribución. Fuente: ULPGC, 2019. ....	20
Tabla 6. Valores que toman $x_j$ y $x_i$ a partir de la serie de datos. Fuente: Ayuso, 2017. ..	23
Tabla 7. Número y porcentaje de días de lluvia, y años con porcentaje de días de lluvia superior al 50, 40 y 30 por ciento entre 1928 – 2018. ....	30
Tabla 8. Precipitación media mensual (mm/mes) entre 1928-2018. ....	30
Tabla 9. Precipitaciones mensuales máximas y mínimas (mm) entre 1928 – 2018. ....	31
Tabla 10. Precipitación máxima y mínima diaria, mensual y anual (mm) en la serie diaria entre 1928–2018. ....	31
Tabla 11. Frecuencia de los meses en los que se producen las precipitaciones mensuales máximas y mínimas (mm/mes) de la serie entre 1928 – 2018. ....	32
Tabla 12. Frecuencia de las estaciones con precipitaciones estacionales máximas y mínimas entre 1928 – 2018. ....	33
Tabla 13. Frecuencia de los meses en los que se producen las precipitaciones diarias máximas y mínimas de cada mes en el periodo 1928 – 2018.....	34
Tabla 14. Características de los tests que se ha aplicado para el estudio homogeneidad, independencia y estacionariedad en la series de precipitaciones máximas. ....	37
Tabla 15. Valores estadísticos y valores críticos del Test de Mann – Whitney, Test de Wald – Wolfowitz, Test de Buishand y Test de Von – Neumann para la homogeneidad en cada serie de precipitaciones máximas acumuladas en 10 minutos, 30 minutos, 1 hora, 2 horas, 6 horas, 12 horas y 24 horas por año entre 1927 – 2014. ....	38
Tabla 16. Resultados del estadístico de la Prueba de Kolmogorov – Smirnov en cada serie de precipitaciones máximas acumuladas en 10 minutos, 30 minutos, 1 hora, 2 horas, 6 horas, 12 horas y 24 horas por año entre 1927 – 2014. ....	38
Tabla 17. Series paramétricas y no paramétricas a partir de la Prueba de Bondad de Ajuste de Kolmogorov – Smirnov. ....	39
Tabla 18. Valores estadísticos y valores críticos del Test de Barlett y Test de Von – Neumann para la independencia en cada serie de precipitaciones máximas acumuladas en 10 minutos, 30 minutos, 1 hora, 2 horas, 6 horas, 12 horas y 24 horas por año entre 1927 – 2014. El Test de Barlett se aplica solo a las 2 primeras.....	39

Tabla 19. Valores estadísticos y valores críticos del Test de Mann – Kendall, Test de Spearman y Test de Pettit en cada serie de precipitaciones máximas acumuladas en 10 minutos, 30 minutos, 1 hora, 2 horas, 6 horas, 12 horas y 24 horas por año entre 1927 – 2014. ....	40
Tabla 20. Serie de precipitaciones máximas acumuladas en 10 minutos de cada año en 88 años. ....	48
Tabla 21. Valores para $x_j$ y $x_i$ a partir de la serie de máximas acumuladas en 10 minutos de cada año en el periodo 1927 – 2014. ....	49
Tabla 22. Número de veces que se repite cada dato en la serie. ....	49
Tabla 23. Relación entre $n$ , $t_m$ y $m$ . ....	50

## ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1. Localización del País Vasco en España. Fuente: Wikipedia. ....	9
Figura 2. Vista aérea de la estación meteorológica de Igeldo en el Paseo Orkolaga. Fuente: Urzainki, 2008. ....	9
Figura 3. Representación gráfica de la lluvia acumulada (m) entre 1928 – 2018. ....	29
Figura 4. Frecuencia de los meses con precipitaciones mensuales máximas y mínimas entre 1928 – 2018. ....	33
Figura 5. Relación entre la frecuencia de los meses con precipitaciones diarias máximas y los meses con precipitaciones mensuales máximas entre 1928 – 2018. ....	35
Figura 6. Representación gráfica de las precipitaciones anuales (mm/año) de la serie entre 1928 – 2018. ....	36
Figura 7. Representación gráfica de las precipitaciones mensuales máximas de cada año entre 1928 – 2018. ....	36
Figura 8. Representación gráfica de las precipitaciones mensuales mínimas de cada año entre 1928 – 2018. ....	37





# 1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años el concepto de cambio climático ha tomado importancia, pero sin embargo, ¿qué es el cambio climático?. Según la Convención Marco de las Naciones Unidas sobre el Cambio Climático (UNFCCC) “*por cambio climático se entiende un cambio de clima atribuido directa o indirectamente a la actividad humana que altera la composición de la atmósfera mundial y que se suma a la variabilidad natural del clima observada durante periodos de tiempo comparables*” (ONU, 1992).

Las actividades humanas (como la quema excesiva de combustibles fósiles en la actividad industrial) han producido un aumento en las emisiones de gases de efecto invernadero (GEI) provocando el aumento de la temperatura media terrestre, conocido también como calentamiento global. En la atmósfera los principales GEI son el vapor de agua (H<sub>2</sub>O), dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>), óxido nitroso (N<sub>2</sub>O), metano (CH<sub>4</sub>) y ozono (O<sub>3</sub>). Hay además en la atmósfera una serie de GEI creados íntegramente por el ser humano como los halocarbonos y otras sustancias con contenido de cloro y bromo, hexafluoruro de azufre (SF<sub>6</sub>), hidrofluorocarbonos (HFC) y perfluorocarbonos (PFC) (IDEAM, 2014).

En el 2013, el Grupo Intergubernamental de Expertos sobre el Cambio Climático (IPCC) publicó un informe sobre la diferencia entre los impactos que generaría el aumento de la temperatura media terrestre en 1,5°C en vez de 2°C. La limitación del calentamiento global a 1,5°C podría aumentar el compromiso de la sociedad con la sostenibilidad y equitatividad pero sería necesaria una actuación rápida para no superar ese límite.

El informe destaca una serie de impactos del cambio climático que podrían evitarse si la marca de calentamiento global máxima se estableciera en 1,5°C en lugar de 2°C o más.

- Para 2100, el aumento del nivel del mar mundial sería 10 cm más bajo con un calentamiento global de 1,5°C.
- Las probabilidades de tener un Océano Ártico sin hielo durante el verano disminuirá a una vez por siglo con el máximo en 1,5°C, en lugar de una vez por década, si la marca se establece en los 2°C.
- Los arrecifes de coral disminuirían entre un 70-90% con un calentamiento global de 1,5°C, mientras que con 2°C, se perderían prácticamente todos (99%).

El informe expone que para limitar el calentamiento global a 1,5°C se requeriría hacer cambios en la forma de obtener energía en la industria, en los edificios, en el transporte y en las ciudades. Las emisiones netas mundiales de dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>) de origen humano tendrían que reducirse en un 45% para 2030 con respecto a los niveles de 2010, y seguir disminuyendo hasta alcanzar el "cero neto" en 2050. Esto significa que se debería compensar cualquier emisión remanente eliminando el CO<sub>2</sub> de la atmósfera (IPCC, 2013).

Otros estudios sobre el cambio climático estiman que la concentración de estos gases se duplicará antes de finalizar el siglo XXI (Houghton, Meira, Callender, Harris, Kattenberg y Maskell, 1996) y también se estima que la temperatura media global aumentará entre 0,4 °C y 0,6 °C cada 100 años (Bloomfield, 1992).

Vistos todos los pronósticos a futuro, la acción antrópica está provocando un cambio en el clima, aumentando la variabilidad climática y el número de eventos extremos. Aunque la Organización de Naciones Unidas (ONU) emita esta información, algunas personas se mantienen escépticas y creen que es un proceso natural que ha pasado en múltiples ocasiones a lo largo de la vida de la tierra (periodos de glaciación y deshielo).

En este trabajo, mediante el análisis de series de datos temporales (series de precipitaciones) se pretende hacer un estudio de tendencias y observar si se ha producido una variación como se pronostica.

## **1.1 Cambio climático y agricultura**

La amenaza del cambio climático global ha causado preocupación ya que cambios en las variables climáticas de precipitación y temperatura, claves para el crecimiento de los cultivos, afectarían severamente la producción agrícola. Estos cambios producirían mermas económicas importantes en los cultivos debido al aumento de eventos climáticos extremos (Altieri y Nicholls, 2009).

Aunque los efectos del cambio climático sobre la producción de cultivos varían de una región a otra debido a los distintos tipos de climas, se espera que los cambios tengan grandes efectos sobre todo en zonas de países en desarrollo con regímenes de precipitación que se encuentran entre semiárido y húmedo (Cline, 2007).

Estos impactos ya están siendo experimentados en zonas semiáridas, donde se espera una mayor frecuencia de sequías y calor excesivo, condiciones que en su conjunto pueden limitar significativamente el crecimiento de los cultivos y sus rendimientos. También se espera un aumento en la intensidad de precipitaciones que dañarán los cultivos debido a las inundaciones y la erosión o pérdida de suelo (Doering, Randolph, Pfeifer y Southworth, 2002). En zonas costeras, se espera que la subida del nivel del mar produzca la salinización de los acuíferos costeros dañando los sistemas de cultivo que se encuentren alrededor.

Todos estos cambios provocarán una disminución de la seguridad alimentaria (déficit alimentario) debido a la poca capacidad de adaptación de la agricultura, asumiendo escenarios severos debidos a cambios en el clima (Reddy y Hodges, 2000).

### **1.1.1 Seguridad alimentaria mundial**

El concepto de seguridad alimentaria surgió en la década de los 70, basándose en la producción y disponibilidad alimentaria a nivel global y nacional. En los años 80 se añadió la idea del acceso, tanto económico como físico, y en la década de los 90 se llegó al concepto actual que incorpora inocuidad y preferencias culturales, además de reafirmarse la seguridad alimentaria como derecho humano (Annan, 2002).

Según la Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO), desde la cumbre mundial de la alimentación (CMA) de 1996 *“la seguridad alimentaria a nivel de individuo, hogar, nación y global, se consigue cuando todas las personas en todo momento, tienen acceso físico y económico a suficiente alimento (seguro y nutritivo), para satisfacer sus necesidades alimentarias y sus preferencias, con el objeto de llegar a una vida activa y sana”* (FAO, 2019). Por lo tanto, los componentes básicos de la seguridad alimentaria son:

- Disponibilidad
- Estabilidad
- Acceso y control
- Consumo y utilización biológica (estado nutricional)

Según la FAO, la capacidad futura de la humanidad para alimentarse está en peligro a causa de la creciente presión sobre los recursos naturales, el aumento de la desigualdad y los efectos del cambio climático. Aunque en los últimos 30 años se han logrado avances en la reducción del hambre en el mundo, *“el aumento de la producción alimentaria y el crecimiento económico tienen a menudo un alto costo para el medio ambiente, casi la mitad de los bosques que en tiempos cubrieron la Tierra han desaparecido, las fuentes de agua subterránea se están agotando rápidamente y la biodiversidad ha resultado seriamente dañada”* (FAO, 2017).

Para 2050, la humanidad rozará posiblemente los 10.000 millones de personas, por lo que este aumento de población impulsará la demanda mundial de productos agrícolas en un 50% más sobre los niveles actuales según pronostica *El futuro de la alimentación y la agricultura – Tendencias y desafíos*, intensificando la presión sobre unos recursos naturales que ya escasean. Algunos de sus efectos serán una mayor deforestación, degradación de la tierra y emisiones de gases de efecto invernadero (FAO, 2017).

En resumen, el cambio climático producido por la propia sobreexplotación de los recursos de manera antrópica, afectará sobre estos mismos, empeorando la situación debido a una mayor variabilidad de las precipitaciones y el aumento de eventos extremos como sequías e inundaciones. Estos cambios se verán reflejados en las series de datos meteorológicos registrados, mostrando alguna tendencia, o por el contrario permaneciendo estacionarias.

## 1.2 Antecedentes

En la actualidad, cuando se diseña algún tipo de construcción (infraestructuras hídricas sobretodo), al analizar las series de datos meteorológicos se asume la hipótesis de estacionariedad, de forma que los análisis de frecuencias suponen una serie como estacionaria cuando puede no serlo. De este modo el diseño puede estar infra o sobredimensionando (Ayuso, 2017). Debido a esto, resulta fundamental estudiar estas series de datos y ver si muestran alguna tendencia, o por el contrario permanecen estacionarias a lo largo tiempo.

Para comenzar con el análisis, primero se deben obtener series temporales de la zona donde se van a realizar las tareas. Como indica Ayuso (2017), las series temporales consisten en sucesiones de observaciones de una variable tomadas en varios instantes de tiempo; en nuestro caso la series temporales que se han empleado para realizar el estudio son series de precipitaciones (variable ambiental). Las series de precipitaciones se han obtenido de la estación meteorológica de Igeldo – San Sebastián.

Antes de realizar el análisis de tendencias se ha realizado una revisión bibliográfica para conocer algunos conceptos básicos (Ayuso, 2017):

- **Homogeneidad:** cuando cualquier cambio en los datos es debido a cambios en las condiciones hidrometeorológicas y no a cambios en las condiciones en las que se realizaron las mediciones.

- **Independencia:** cuando un dato de la serie no interfiere en el resto de datos de la serie.
- **Estacionalidad:** movimientos de oscilación que se producen dentro del mismo año, también se conoce como variabilidad climática (se produce durante el año debido a las distintas estaciones).
- **Estacionariedad:**
  - o *Serie temporal estacionaria:* cuando la media y/o la variabilidad se mantienen constantes a lo largo del tiempo. Son muy útiles para hacer predicciones (constantes año tras año).
  - o *Serie temporal no estacionaria:* cuando la media y/o la variabilidad cambian a lo largo del tiempo. Estas series pueden mostrar una tendencia, de tal forma que la media crece o disminuye a lo largo del tiempo. Pueden presentar efectos estacionales en ciertos tiempos.
- **Irregularidad:** variaciones aleatorias en la serie, algo poco común que puede ser debido a un cambio climático o a un error en la toma de datos.

Es importante no confundir cambio climático con variabilidad climática, ya que este primero se atribuye a una escala de varias décadas, mientras que la variabilidad climática se atribuye a un intervalo de tiempo más breve (menos décadas). La variabilidad climática dificulta detectar el cambio climático (Ayuso, 2017).

Para hacer el análisis de frecuencias de variables hidroclimatológicas, se requiere la comprobación previa de estos tres supuestos:

- Homogeneidad
- Independencia
- Estacionariedad

Estos supuestos han de ser comprobados antes del paso de la modelación, ya que garantizan estimaciones fiables. Para comprobar estos 3 supuestos se han aplicado los tests que se muestran en la Tabla 1. Estos tests salen referenciados en numerosos estudios de tendencias de variables climáticas como: Meusburger, Steel, Panagos, Montanarella y Alewell, (2012), Partal y Kahya (2006) y Gemmer, Becker, y Jiang, (2004).

<b>MÉTODOS DE ANÁLISIS DE LAS SERIES DE PRECIPITACIONES</b>			
<b>ESTUDIOS</b>	<b>HOMOGENEIDAD</b>	<b>INDEPENDENCIA</b>	<b>ESTACIONARIEDAD/ TENDENCIAS</b>
	Mann-Whitney	Barlett	Mann-Kendall
	Wald-Wolfowitz	Von Neumann	Spearman
<b>TESTS</b>	Buishand	-	Pettit(*)
	Von Neumann	-	-

(\*) Para detectar el punto de cambio de tendencia

**Tabla 1.** Tests que se han aplicado para el análisis de homogeneidad, independencia y estacionariedad de las series de precipitaciones.

### **1.3 Objetivos**

El objetivo de este trabajo es estudiar la variabilidad de las precipitaciones a lo largo del tiempo a partir del análisis de las series para determinar si existe un cambio de tendencia causado por el cambio climático. Para ello será necesario aplicar distintos tests para hacer un estudio de homogeneidad e independencia de las series, y luego comprobar la estacionariedad de estas.



## 2. Características climáticas de Igeldo - San Sebastián

San Sebastián es una ciudad costera, por lo que su clima se ve influenciado por el mar. Presenta un clima de tipo templado oceánico, con temperaturas suaves, humedad relativa elevada, nubosidad frecuente y lluvias abundantes repartidas de forma regular durante todo el año. Su localización meridional implica la existencia de dos estaciones bien marcadas (invierno y verano) separadas por estaciones de transición (primavera y otoño). Según la clasificación climática de Köpen, San Sebastián presenta un clima templado húmedo sin estación seca, clasificado con el código Cfb (Sola y Gomez, 2013).

---

### CLASIFICACIÓN DE KÖPEN

---

Clima templado: Clima húmedo con una temperatura media en el mes más frío entre  $-3^{\circ}\text{C}$  y  $18^{\circ}\text{C}$ , y una temperatura media en el mes más cálido superior a  $10^{\circ}\text{C}$ .

---

Código	Características	Área de influencia
<b>Cfb: Marítimo de costa occidental (oceánico)</b>	- Inviernos fríos o templados.	Se da en la costa occidental de los continentes, entre los $45^{\circ}$ y $55^{\circ}$ de latitud, a continuación del clima mediterráneo normalmente.
	- Veranos frescos.	
	- Precipitaciones bien distribuidas a lo largo del año.	Es el clima característico de la fachada atlántica europea (desde el sur de Noruega hasta el norte de la península ibérica), de la costa noroeste de Estados Unidos, del sur de Chile y de Nueva Zelanda.
	- Vegetación natural: bosques de frondosas.	

---

**Tabla 2.** Características del clima Cfb según la clasificación de Köpen. Fuente: Gobierno Navarra (2019).

En lo que respecta a la temperatura, el mes más frío es enero con temperaturas diarias medias de  $7,9^{\circ}\text{C}$ , mientras que el mes más cálido es agosto con temperaturas diarias medias de  $18,9^{\circ}\text{C}$  (teniendo en cuenta los registros de Igeldo). Cabe destacar que durante el periodo de registro 1950- 1996, la temperatura diaria máxima fue de  $38^{\circ}\text{C}$  en el mes de julio, y la temperatura diaria mínima registrada fue de  $12,1^{\circ}\text{C}$  en el mes de febrero. Es habitual que las máximas absolutas se den en el mes de julio, sin embargo las mínimas absolutas varían más de mes (Sola et al., 2013). En la Tabla 3 se pueden ver las temperaturas medias mensuales en el periodo 1950 - 1996. La temperatura media anual es de  $13,1^{\circ}\text{C}$ .

La insolación (número de horas de sol cuando está despejado) es moderada como consecuencia del elevado índice de nubosidad, registrándose una media anual de 1.690 horas, que representan el 38% de la insolación teórica. Los valores máximos anuales alcanzados son de 2.219 horas (50% de la insolación teórica) y los valores mínimos de 1.277 horas (28% de la insolación teórica). Este parámetro muestra un máximo a lo largo del año en el mes de julio, con una media de 199 horas de sol y un mínimo en el mes de diciembre, con una insolación de 81 horas (Sola et al., 2013). En la Tabla 3 se pueden ver las horas de insolación medias mensuales en el periodo 1950 - 1996.

Es importante tener en cuenta el elevado índice de nubosidad, ya que este suaviza las temperaturas en invierno al atenuar la pérdida de calor por irradiación, y en verano evita el excesivo calentamiento (Sola et al., 2013).

	En.	Fb.	Mr.	Ab.	My.	Jn.	Jl.	Ag.	Sp.	Oc.	Nv.	Dc.
Temperatura diaria media de cada mes (°C)	7,9	8,3	9,8	10,8	13,8	16,3	18,5	18,9	17,7	15,0	11,0	8,8
Insolación media mensual (h)	92	101	133	135	178	187	199	191	161	134	99	81

**Tabla 3.** Temperatura diaria media de cada mes (°C) e insolación media mensual (h) registrada en la estación meteorológica de Igeldo en el periodo 1950 – 1996. Fuente: Sola et al., 2013.

La humedad relativa media es bastante elevada, sin presentar casi variabilidad a lo largo del año. La media anual es del orden del 78%, tratándose por lo general de un clima húmedo. Los mínimos mensuales registrados corresponden a humedades relativas del 62% en el mes de marzo, mientras que los máximos mensuales registrados son del 90% en el mes de julio (Sola et al., 2013).



### 3. MATERIALES Y MÉTODOS

Para llevar a cabo el estudio se ha escogido una estación meteorológica con largas series de precipitación registradas, ya que a mayor número de datos el análisis de tendencias será más representativo. Una de las estaciones meteorológicas en España con series de precipitaciones más largas se sitúa en Igeldo - San Sebastián (País Vasco).

#### 3.1 Localización y características de la estación meteorológica

Las series de datos estudiadas se han obtenido de la estación meteorológica situada en el monte Igeldo, localizado en la parte oeste de la localidad de San Sebastián (País Vasco) (Figura 1). Donostia-San Sebastián se sitúa en una zona geográfica accidentada y su término municipal tiene una superficie de 61,05 Km<sup>2</sup> (Sola et al., 2013).



**Figura 1.** Localización del País Vasco en España. Fuente: Wikipedia.

La estación meteorológica de Igeldo fue creada por el sacerdote Juan Miguel Orcolaga con el apoyo de la *Sociedad Oceanográfica de Gipuzkoa* y de la *Cofradía de Pescadores* en 1905. Con la implicación de la Diputación de Gipuzkoa, la estación tubo más medios humanos y materiales para medir las variables climáticas, quedando adscrito actualmente al Centro Meteorológico Territorial en el País Vasco del Instituto Nacional de Meteorología (INM) (Urzainki, 2008).



**Figura 2.** Vista aérea de la estación meteorológica de Igeldo en el Paseo Orkolaga. Fuente: Urzainki, 2008.

Igeldo se encuentra a una altitud de 251 metros sobre el nivel del mar, cuyas coordenadas geográficas son las siguientes (AEMET, 2019):

- Latitud: 43° 18' 23" N
- Longitud: 2° 2' 28" O

## 3.2 Descripción de las series de precipitación

Esta estación a lo largo de todos los años que ha estado en funcionamiento (primeros registros en 1927), dispone de tres series de precipitación (López, Delgado y Campo, 2018):

- 1) La primera serie, obtenida a partir de un pluviógrafo de bandas propiedad de la Agencia Estatal de Meteorología (AEMET) tiene registros desde 1927 hasta 2005 incluido (79 años), la resolución temporal es de 10 minutos.
- 2) La segunda serie, obtenida a partir de un pluviómetro manual propiedad también de la Agencia Estatal de Meteorología (AEMET) tiene registros desde 1939 hasta 2014 (75 años), la resolución temporal es de 24 horas.
- 3) La última serie, obtenida a partir de un pluviógrafo de cazoletas propiedad de Diputación de Gipuzkoa tiene registros desde 1995 hasta la actualidad (24 años), la resolución temporal es de 10 minutos.

A partir de estas 3 series registradas, se han obtenido las siguientes series de precipitación que se han estudiado en este trabajo:

- Series diarias de 1928 a 2018: esta serie se obtuvo directamente de la página de AEMET y en ella no falta ningún dato. Esta serie se ha empleado para analizar el clima de donde se sitúa la estación.
- Series de máximas acumuladas en 10 minutos, 30 minutos, 1 hora, 2 horas, 6 horas, 12 horas y 24 horas de cada año en el periodo 1927 al 2014: estas series se emplearon en el estudio de Lopez, Delgado y Campo (2018) para la *Determinación de las curvas IDF en Igueldo-San Sebastián. Comparación de diferentes métodos*. Las series fueron facilitadas por el tutor del trabajo, en ellas no falta ningún dato. A partir de estas series de máximas se ha realizado el estudio de tendencias de las precipitaciones.

Se va a hacer un análisis de tendencias en las series de máximas acumuladas en 10 minutos, 30 minutos, 1 hora, 2 horas, 6 horas, 12 horas y 24 horas de cada año en el periodo 1927 -2014, ya que como sugieren los autores Katz y Brown (1992), hacer un análisis de precipitaciones máximas puede ser más representativo que estudiar las precipitaciones medias. El aumento de eventos extremos (sequías e inundaciones) no tiene por qué modificar la media de las precipitaciones.

Las series que se han analizado cubren distintos periodos de tiempo, por lo que se entiende que se han juntado series obtenidas a partir de distintos pluviómetros.

### 3.2.1 Pluviómetro no registrador

#### Pluviómetro manual

Se trata de un recipiente abierto con forma de cilindro que acumula la lluvia que cae a lo largo del día. La altura de precipitación captada se obtiene a partir de una regla graduada inscrita en el tubo que mide la precipitación en mm o l/m<sup>2</sup>. El diámetro del tubo es pequeño para evitar la evapotranspiración. La recogida de datos al ser manual no es muy precisa ya que depende del

observador, y se hace cada día a la misma hora (normalmente sobre las 7 de la mañana). Estos han sido los pluviómetros más utilizados (López y Pérez, 2018).

### **3.2.2 Pluviómetro registrador o pluviógrafo**

Estos instrumentos representan la variación de la altura de precipitación respecto al tiempo. Son automáticos ya que registran cada cierto tiempo la precipitación acumulada.

#### Pluviógrafo de bandas o de sifón

El pluviógrafo de bandas es un instrumento que obtiene los datos de precipitación a partir del movimiento de un flotador. Cuando el agua de lluvia va cayendo dentro del recipiente, esta levanta el flotador produciendo el movimiento de una varilla que une el flotador con una plumilla que anota la cantidad de lluvia registrada en un rollo de papel. Después de una determinada cantidad de precipitación acumulada (se llena el recipiente), la plumilla llega al borde superior del diagrama, el recipiente se vacía rápidamente a través de un sifón, y finalmente la plumilla retrocede hasta el cero de la banda comenzando de nuevo el proceso (López y Pérez, 2018).

#### Pluviógrafo de cazoletas o de cubeta basculante

Se trata de un instrumento de metal dividido en dos compartimientos o “cazos” que se coloca en equilibrio inestable sobre un eje horizontal. Cuando llueve uno de los compartimientos se va cargando de agua, y cuando se llena este vuelca pasándose a llenar el otro compartimento. El vuelco hace que una plumilla se desplace sobre un cilindro de eje vertical, con velocidad de giro constante anotándose así las veces que se llena cada compartimento (registro en forma de trazos discontinuos). Es importante tener en cuenta que cada golpe significa la misma cantidad de precipitación acumulada (López y Pérez, 2018).

## **3.3 Métodos de análisis de precipitaciones máximas anuales**

En el siguiente apartado se explican los tests mencionados en la Tabla 1 y que se han aplicado a las series de máximas para hacer el análisis de tendencias. Para que los resultados del estudio de tendencias sean significativos, primero se debe conocer la homogeneidad e independencia de las series.

### **3.3.1 Tests para el estudio de homogeneidad de las series de datos**

*“Una serie de datos es homogénea cuando cualquier cambio en los datos es debido a cambios en las condiciones hidrometeorológicas y no a cambios en las condiciones en las que se realizaron las mediciones” (Ayuso, 2017).*

Para poder hacer un estudio de tendencias debe cumplirse que la serie no tenga errores debidos a malas mediciones, y que esos datos dependan únicamente de las condiciones climáticas. A continuación se explican diversos tests para hacer el estudio de homogeneidad de una muestra o series de datos temporales.

## Test de Mann – Whitney

Habitualmente las muestras o series cortas dificultan la aplicación de determinados métodos; sin embargo el Test de Mann – Whitney te permite aplicarlo en muestras de pequeño tamaño sin eludir a error. También puede aplicarse en ocasiones en las que los datos no sean muy precisos. Este test se aplicará siempre y cuando el número de datos de la serie sea superior a 20 y cada muestra tenga más de 3 valores (Ayuso, 2017).

El Test de Mann-Whitney es un test no paramétrico, lo que significa que se puede aplicar a cualquier serie de datos independientemente de su distribución. Cuando la serie no tiene una distribución en concreto, se conoce como *distribución free*. Este test se basa en las siguientes hipótesis (Nachar, 2008):

- Hipótesis nula  $H_0$ : los dos muestras provienen de la misma serie, es decir, se estipula que los dos grupos independientes son homogéneos y tienen la misma distribución.
- Hipótesis alternativa  $H_1$ : hipótesis contra la cual se prueba la hipótesis nula, que estipula que la distribución de los datos del primer grupo difiere de la distribución de datos del segundo grupo (las muestras no provienen de la misma serie).

La idea es comprobar que 2 muestras provienen de la misma serie, de tal manera que no se pueda rechazar la hipótesis nula  $H_0$ .

Para aplicar este método, los pasos a seguir son los siguientes:

- 1) Dividir la serie de datos en 2 muestras ( $p$  y  $q$ ).

$$\begin{aligned} N = p + q &> 20 \\ p &> 3 \\ q &> 3 \end{aligned} \tag{1}$$

Para que no se rechace la  $H_0$ ,  $p$  debe ser igual o un poco menor que  $q$ . Si una muestra es mucho más larga en número de datos que la otra, se rechaza la  $H_0$ . Esto es así porque si una muestra es muy corta, es muy difícil comprobar si presentan la misma distribución. Otra forma de rechazar la  $H_0$  es comprobar si la mediana de cada muestra difiere mucho de la otra.

- 2) Calcular  $R$ , siendo  $R$  la suma de las posiciones que ocupan los datos de la muestra 1 en la serie completa de tamaño  $N$ .
- 3) Ordenar los datos de menor a mayor en una única serie y poner al lado de cada dato a que muestra pertenece ( $p$  o  $q$ ).
- 4) Calcular  $V$  y  $W$ .
  - $V$ : número de veces que un dato de la muestra 1 sucede a un dato de la muestra 2.
  - $W$ : número de veces que un dato de la muestra 2 sucede a un dato de la muestra 1.

$V$  y  $W$  se pueden calcular de forma manual, contando cuantas veces sucede un dato de la muestra 1 a un dato de la muestra 2 y viceversa, o aplicando las siguientes fórmulas:

$$V = R - \frac{[p * (p + 1)]}{2} \quad (2)$$

$$W = (p * q) - V \quad (3)$$

Siendo,

- $p$ : número de datos de la muestra 1.
- $q$ : número de datos de la muestra 2.
- $R$ : suma de las posiciones que ocupan los datos de la muestra 1 en la serie completa de tamaño  $N$ .

5) Calcular el estadístico del test  $U$ .

El estadístico de un test indica el margen de confianza de no rechazar la hipótesis nula  $H_0$ . En este caso, el estadístico  $U$  del test será el valor mínimo de  $V$  o  $W$ .

$$U = \min (V, W) \quad (4)$$

6) Comprobar si algún dato se repite, e indicar las veces que se repite.

En este caso, se realiza una tabla con los datos repetidos en la que se indique el valor del dato, número de veces que se repite y posición en la que se encuentra.

- $m$ : número de grupos con datos repetidos (número total de posiciones).
- $t_i$ : número de datos repetidos en cada grupo.

7) Calcular la media, varianza y desviación típica de la serie. El estadístico  $U$  está aproximadamente normalmente distribuido cuando:

$$\text{Media} \quad \mu = \frac{p*q}{2} \quad (5)$$

$$\text{Varianza} \quad \sigma^2(U) = \frac{p*q}{12} * (N + 1) - \frac{\sum_{i=1}^m (t_i^3 - t_i)}{N*(N-1)} \quad (6)$$

$$\text{Desviación típica} \quad \sigma(U) = \sqrt{\sigma^2(U)} \quad (7)$$

Siendo,

- $p$ : número de datos de la muestra 1.
- $q$ : número de datos de la muestra 2.
- $t_i$ : número de datos repetidos en cada grupo.
- $m$ : número de grupos con datos repetidos (número total de posiciones).
- $N$ : número de datos que tiene la serie completa.

8) Hallar el estadístico  $u$  ajustado.

$$u = \frac{U - \mu}{\sigma(U)} \quad (8)$$

Siendo,

- $\mu$ : media de la serie.
- $\sigma$ : desviación típica de la serie.
- $U$ : estadístico  $U$  obtenido a partir del mínimo ( $V, W$ ).

El estadístico  $u$  es usado para probar la hipótesis de homogeneidad al nivel de significancia habitual ( $\alpha = 0,05$ ), comparándolo con la variable normal tipificada para ese nivel de significancia. Para un nivel de significancia  $\alpha$  del 0,05, el valor crítico  $u_{cr}$  es de 1,9604.

Para no rechazar la hipótesis nula, y asumir que la serie es homogénea, se debe cumplir que el valor absoluto del estadístico  $u$ , sea menor que el valor crítico de  $u_{cr}$ , es decir:

$$|u| < u_{cr} \dots\dots\dots Siendo, u_{cr} = 1,9604 \quad (9)$$

Test de Wald – Wolfowitz

El Test de Wald – Wolfowitz se trata también de un test no paramétrico que se emplea para determinar la homogeneidad de una serie (Grazzini, 2012). Este test al igual que el test de Mann – Whitney, permite contrastar la hipótesis de que ambas muestras proceden de la misma población (Ayuso, 2017). Las hipótesis del test son las siguientes (Ayuso, 2017):

- Hipótesis nula  $H_0$ : indica que los dos grupos o muestras provienen de la misma población, y por lo tanto siguen la misma distribución.
- Hipótesis alternativa  $H_1$ : estipula que la distribución de los datos del primer grupo difiere de la distribución de datos del segundo grupo.

El procedimiento que se sigue al aplicar el test es el siguiente:

- 1) Calcular la mediana de la serie de datos al completo.

Primero ordenar los datos de menor a mayor y contar las veces que se repite cada uno de ellos. El siguiente paso es hacer otra columna en la que van sumando el nº de veces que se repiten los datos. En esa columna se busca el resultado de la división del número de datos totales entre 2, es decir,  $N/2$ . Una vez localizado en esa fila  $N/2$ , se coge el dato de la serie que se encuentra a la misma altura y se aplica la siguiente fórmula para calcular la mediana.

$$M = \frac{x_i + x_{i+1}}{2} \quad (10)$$

Siendo,

- $x_i$  : dato de la serie que se encuentra a la par de  $N/2$ .
- $x_{i+1}$  : dato de la serie que sigue a  $x_i$ .

2) Ver qué valores son mayores o menores que la mediana en la serie completa.

Aquellos valores que sean mayores que  $M$  pertenecerán a la muestra  $m$ , y aquellos que sean menores que  $M$  pertenecerán a la muestra  $n$ .

$$m = \text{n}^\circ \text{ de valores } > M \text{ (signo +)}$$

$$n = \text{n}^\circ \text{ de valores } < M \text{ (signo -)}$$

3) Contar en la serie completa ordenada de menor a mayor las veces que se cambia de signo positivo (+) a signo negativo (-).

$N_0$  : número de cambios de signo en la serie completa ordenada de menor a mayor.

4) Calcular el estadístico  $R$ .

El valor de  $R$  es igual al número de cambios de signo que se produce en la serie completa de datos, ordenada de menor a mayor.

$$R = N_0$$

5) Calcular la media, varianza y desviación típica de la serie. El estadístico  $R$  está aproximadamente normalmente distribuido cuando:

$$\text{Media} \quad \mu = \frac{2*m*n}{N+1} \quad (11)$$

$$\text{Varianza} \quad \sigma^2(R) = \frac{2*m*n*[(2*m*n)-N]}{N^2*(N-1)} \quad (12)$$

$$\text{Desviación típica} \quad \sigma(R) = \sqrt{\sigma^2(R)} \quad (13)$$

Siendo,

- $m$ : número de datos mayores que la mediana.
- $q$ : número de datos menores que la mediana.
- $N$ : número de datos que tiene la serie completa.

6) Hallar el estadístico ajustado  $u$  del test.

$$u = \frac{R-\mu}{\sigma(R)} \quad (14)$$

Siendo,

- $\mu$ : media de la serie.
- $\sigma$ : desviación típica de la serie.
- $U$ : estadístico  $U$  obtenido a partir del mínimo( $V,W$ )

El estadístico  $u$  es usado para probar la hipótesis de homogeneidad al nivel de significancia habitual ( $\alpha=0,05$ ), comparándolo con la variable normal tipificada para ese nivel de significancia. Para un nivel de significancia  $\alpha$  del 0,05, el valor crítico de  $u_{cr}$  es de 1,9604.

Para no rechazar la hipótesis nula, y asumir que la serie es homogénea, se debe cumplir que el valor absoluto del estadístico  $u$ , sea menor que el valor crítico de  $u$ , es decir:

$$|u| < u_{cr} \dots\dots\dots \text{Siendo, } u_{cr} = 1,9604 \quad (15)$$

### Test de Buishand

El Test de Buishand es un test no paramétrico con el cual se pretende estudiar la homogeneidad (Kang y Yusof, 2012). Las bases del test son las siguientes (Ayuso, 2017):

- Hipótesis nula  $H_0$ : los dos grupos provienen de la misma población, y por lo tanto tienen la misma distribución (serie homogénea).
- Hipótesis alternativa  $H_1$ : la distribución de los datos del primer grupo difiere de la distribución de datos del segundo grupo, siendo la serie no homogénea.

El procedimiento a seguir para aplicar el test de Buishand es el siguiente:

- 1) Calcular la media, varianza y desviación típica de la serie.

$$\text{Media} \quad \mu = \frac{\sum_{i=1}^N x_i}{N} \quad (16)$$

$$\text{Varianza} \quad \sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2}{N} \quad (17)$$

$$\text{Desviación típica} \quad \sigma = \sqrt{\sigma^2} \quad (18)$$

Siendo,

- $x_i$  : valor  $i$  de la serie de datos.
- $N$ : número de datos que tiene la serie completa.

- 2) Restar a los valores de la serie el valor medio de la serie.

$$S_1 = x_i - \mu \quad (19)$$

Suponiendo que los datos son homogéneos, al calcular  $S_1$ , todos los valores deberán estar alrededor del cero. Como no sucede esto se reescalan los valores obtenidos en la operación  $S_1$  a partir de la siguiente operación:

$$S_2 = \frac{S_1}{\sigma} = \frac{x_i - \mu}{\sigma} \quad (20)$$

Reescalando la operación se consigue que los nuevos valores se aproximen más al cero. Se dividen entre la desviación ya que más o menos es la media de lo que se distancian los datos sobre la media.



3) Calcular  $Q$  y  $R$  a partir de  $S_1$  y  $S_2$  calculados anteriormente.

$$Q = \max_{0 \leq x \leq N} |S_2| \quad (21)$$

$$R = \max_{0 \leq x \leq N} S_2 - \min_{0 \leq x \leq N} S_2 \quad (22)$$

4) Calcular el estadístico  $u_1$  y  $u_2$ .

$$u_1 = \frac{Q}{\sqrt{N}} \quad y \quad u_2 = \frac{R}{\sqrt{N}} \quad (23)$$

Para ver si se acepta la hipótesis nula  $H_0$ , se debe saber el valor estadístico crítico para un nivel de significancia  $\alpha$  determinado (valor habitual  $\alpha=0,05$ ), para ello se debe consultar en la Tabla del Código de Fuente. En nuestro caso, para un nivel de significancia del 0,05:

$$\begin{aligned} u_1 < u_{1\ cr} \dots\dots\dots Siendo u_{1\ cr} = 1,27 \\ u_2 < u_{2\ cr} \dots\dots\dots Siendo u_{2\ cr} = 1,55 \end{aligned} \quad (24)$$

Si se cumple lo anterior, no se rechaza la hipótesis nula, y por lo tanto la serie es homogénea.

### Test del coeficiente de Von Neumann

El Test del coeficiente de Von Neumann es un test no paramétrico que se usa para probar la homogeneidad de los datos de una serie temporal (Meseguer-Ruiz y Sarricolea, 2017).

- Hipótesis nula  $H_0$ : se asume que la serie es homogénea.
- Hipótesis alternativa  $H_1$ : al contrario de la hipótesis nula, se estima que la serie no es homogénea.

El procedimiento a llevar a cabo es el siguiente:

1) Calcular el estadístico del test  $N$ .

$$N = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (x_i - x_{i+1})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2} \quad (25)$$

Siendo,

- $n$  : número de datos en la serie.
- $\mu$  : media de la serie de datos.
- $x_i$  : valor  $i$  de la serie de datos.

Cabe destacar que cuando la muestra es homogénea el valor esperado de  $N$  es  $N = 2$ . Para una serie no homogénea (la media no es constante y existe una ruptura en el valor de la media) este valor tiende a ser más pequeño que 2.

Para un nivel de significancia  $\alpha$  del 0,05, el valor crítico  $N_{cr}$  dependerá del tamaño de la muestra  $n$ . Para no rechazar la  $H_0$  se debe de cumplir lo siguiente:

$$N > N_{cr} \dots\dots\dots Siendo N_{cr} = f(n) \quad (26)$$

Debe de ser superior al valor estadístico crítico  $N_{cr}$  ya que interesa que se aproxime lo máximo posible. Por lo tanto, cuando se da esta situación, se no se rechaza la hipótesis nula  $H_0$  y la serie es homogénea.

### 3.3.2 Tests para el estudio de independencia de las series de datos

Los datos de una muestra son independientes cuando el valor de uno de ellos no repercute en el valor del siguiente. A continuación se muestran los tests más adecuadas para aplicar a las series de datos estudiadas.

#### Test de Barlett

El test de Barlett, al contrario de los anteriores, es un test paramétrico en el que se asume que la serie de datos sigue una distribución específica, en este caso se asume que la serie sigue una distribución normal. Cuanto mayor sea la desviación típica de una serie (mayor varianza), más heterogénea será la serie y por lo tanto habrá mayor independencia entre los datos. Las bases del test son las siguientes (Ayuso, 2017):

- Hipótesis nula  $H_0$ : la serie es independiente y por lo tanto el coeficiente de autocorrelación de retraso  $r_l$  es igual a cero.
- Hipótesis alternativa  $H_1$ : la serie no es independiente, y por lo tanto el coeficiente de autocorrelación de retraso  $r_l$  es distinto de cero.

El procedimiento a seguir para aplicar el test de Barlett es el siguiente:

- 1) Comprobar que la serie a analizar es paramétrica

Para comprobar que la serie sigue una distribución normal se aplica la Prueba de Bondad de Ajuste de Kolmogorov – Smirnov.

La prueba de Kolmogorov – Smirnov, es una prueba de bondad de ajuste, en la que se mide el grado en que la distribución observada (distribución de la serie) difiere de otra distribución, en este caso de la distribución normal. Es una alternativa a la prueba Chi Cuadrado de bondad de ajuste cuando el número de datos es pequeño. La prueba no debe ser aplicada si hay muchos valores iguales (Chorro, 2019).

- Hipótesis nula del test,  $H_0$ : no hay diferencias entre las distribuciones comparadas, por lo que la muestra sigue una distribución normal.
- Hipótesis alternativa del test,  $H_1$ : hay diferencias entre las distribuciones comparadas.

Para aplicar esta prueba, el procedimiento a seguir es el siguiente:

- a) Ordenar los datos de la serie  $X$ , de menor a mayor valor y numerarlos.

b) Calcular la función,  $F_x$ .

$$F_x = \frac{i}{N + 1} \quad (27)$$

Siendo,

- $i$  : número de orden asignado a cada valor de la serie ordenada de menor a mayor.
- $N$  : números que tiene la serie de datos.

c) Calcular la función  $F_0$ .

Se obtiene a partir de la tabla de distribución normal estándar, donde  $N(0,1)$ .

d) Calcular las diferencias  $D^+$  y  $D^-$ .

$$\begin{aligned} D^+ &= F_x - F_0 \\ D^- &= F_0 - \frac{i - 1}{N} \end{aligned} \quad (28)$$

e) Calcular el estadístico de contraste  $D$ .

El estadístico de contraste  $D$ , es la mayor diferencia que existe entre las frecuencias relativas de las distribuciones.

$$D = \max(D^+, D^-) \quad (29)$$

f) Calcular la diferencia crítica  $D_\alpha$ .

A su vez, el valor de  $D_\alpha$  varía según el nivel de significancia y el tipo de distribución a probar (Tabla 4 y Tabla 5). En este caso se calculan  $C_\alpha$  y  $k(N)$  para un modelo de distribución normal.

$$D_\alpha = \frac{C_\alpha}{k(N)} \quad (30)$$

$\alpha$		<b>0,1</b>	<b>0,05</b>	<b>0,01</b>
$C_\alpha$	General	1,224	1,358	1,628
	Normal	0,819	0,895	1,035
	Exponencial	0,990	1,094	1,308

**Tabla 4.** Cálculo del valor  $C_\alpha$  para un nivel de significancia y modelo de distribución determinado. Fuente: ULPGC, 2019.

Modelo	$k(N)$
General	$\sqrt{N} + 0,12 + \frac{0,11}{\sqrt{N}}$
Normal	$\sqrt{N} - 0,01 + \frac{0,85}{\sqrt{N}}$
Exponencial	$\sqrt{N} + 0,12 + \frac{0,11}{\sqrt{N}}$

**Tabla 5.** Cálculo del valor  $k(N)$  según el modelo de distribución. Fuente: ULPGC, 2019.

No se rechaza la hipótesis nula  $H_0$  y se acepta que los datos se distribuyen normalmente (Bai y Kalaj, 2018) siempre que:

$$D < D_\alpha \quad (31)$$

Si coincide que la serie es paramétrica, se continúa con el test de Barlett para analizar la independencia de los datos de la serie.

1) Calcular el coeficiente de autocorrelación de retraso  $r_1$ .

$$r_1 = \frac{\sum_{i=1}^{N-1} (x_i - \mu) * (x_{i+1} - \mu)}{\sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2} \quad (32)$$

Siendo,

- $N$  : número de datos en la serie.
- $\mu$  : media de la serie de datos.
- $x_i$  : valor  $i$  de la serie de datos.

Cuanto más cercano sea el valor de  $r_1$  a 0, más fácil se cumplirá la hipótesis nula  $H_0$ .

2) Calcular el estadístico de test,  $S$ .

$$S = \frac{r_1 * \sqrt{d_f}}{\sqrt{1 - r_1^2}} \quad (33)$$

$$\text{Grados de libertad} \quad d_f = \frac{(N-3) * 1 - r_1^2}{1 + r_1^2} \quad (34)$$

Siendo,

- $r_1$  : coeficiente de autocorrelación de retraso.
- $N$  : número de datos en la serie.

Una vez calculado el estadístico del test  $S$ , se compara con el estadístico crítico  $S_{(1-\alpha/2)}$ , siendo  $(1-\alpha/2)$  el cuantil de la distribución t de Student con  $d_f$  grados de libertad. Por lo tanto si se cumple lo siguiente a un nivel de significancia  $\alpha = 0,05$ :

$$|S| < t_{(1-\alpha/2, d_f)} \quad (35)$$

No se rechaza la hipótesis nula  $H_0$  y por lo tanto los datos de la serie son independientes.

## Test del coeficiente de Von Neumann

Es un test no paramétrico que se emplea para probar la independencia de los datos de una serie. Solo se aplica en aquellas series temporales con al menos 30 datos (Ayuso, 2017).

$$N > 30$$

- Hipótesis nula  $H_0$ : la serie consta de elementos independientes.
- Hipótesis alternativa  $H_1$ : la serie no consta de elementos independientes.

El procedimiento a seguir en el Test del coeficiente de Von Neumann para la independencia es el siguiente:

- 2) Calcular el estadístico del test,  $R$ .

$$R = \frac{N * \sum_{i=1}^{N-1} (x_{i+1} - x_i)^2}{(N - 1) * \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2} \quad (36)$$

Siendo,

- $N$  : número de datos que contiene la serie.
- $x_i$  : valor del dato que compone la serie.
- $\mu$  : media de la serie de datos.

El estadístico  $R$  sigue una distribución normal, cuya media, varianza y desviación típica se calculan de la siguiente manera:

$$\text{Media} \quad \mu = \frac{2*N}{N-1} \quad (37)$$

$$\text{Varianza} \quad \sigma^2(R) = \frac{4*(N-2)}{(N-1)^2} \quad (38)$$

$$\text{Desviación típica} \quad \sigma(R) = \sqrt{\sigma^2(R)} \quad (39)$$

Siendo,

- $N$  : número de datos en la serie.

- 3) Calcular el estadístico normalizado,  $S$ .

$$S = \frac{R-\mu}{\sigma} \quad (40)$$

Siendo,

- $R$  : valor del estadístico del test.
- $\mu$  : media de la serie de datos.
- $\sigma$  : desviación típica de la serie.

Este estadístico también sigue una distribución normal. A partir de este estadístico normalizado se puede probar si los datos de la serie son independientes. Por lo tanto, si se cumple la siguiente relación para un nivel de significancia de  $\alpha=0,05$ :

$$|S| < S_{cr} \dots\dots\dots \text{Siendo } S_{cr}=1,9604 \quad (41)$$

No se rechaza la hipótesis nula  $H_0$ , por lo que los datos de la serie son independientes.

Otra forma alternativa de contrastar la hipótesis nula  $H_0$ , es a partir del área encerrada por la distribución normal a la izquierda (-) o derecha (+) del valor medio de la distribución. En este caso, para un nivel de significancia de  $\alpha=0,05$ :

$$|S| > S_{cr} \dots\dots\dots \text{Siendo } S_{cr}=0,391 \quad (42)$$

No se rechaza la hipótesis nula  $H_0$ , y por lo tanto los datos son independientes.

### 3.3.3 Tests para el estudio de tendencias de las series de datos

Una vez estudiadas las variables de homogeneidad e independencia de las series de datos, se procede a estudiar la estacionariedad de las series. A continuación se muestran distintos tests para el análisis de tendencias, en los que se examina la validez del supuesto de estacionariedad. Algunos de ellos sirven para determinar el punto de cambio de tendencia en la serie (Ayuso, 2017).

#### Test de Mann – Kendall

El Test de Mann – Kendall es un test no paramétrico que se basa en el rango de la serie y evalúa la significancia de una tendencia. Mann – Kendall se usa sobretodo en estudios de tendencias de variables hidrológicas, como es el caso de este trabajo, por lo que resulta un test muy adecuado para aplicar (Ayuso, 2017).

- Hipótesis nula  $H_0$ : se estima que la muestra es independiente e idénticamente distribuida (no existe tendencia).
- Hipótesis alternativa  $H_1$ : estima que existe una tendencia monótona en los datos.

El procedimiento a seguir en el Test de Mann – Kendall es el siguiente:

- 1) Calcular el estadístico  $S$ .

$$S = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \text{signo}(x_j - x_i) \quad (43)$$

Siendo,

$$\text{signo}(x_j - x_i) = \begin{cases} 1 & \text{si } (x_j - x_i) > 0 \\ 0 & \text{si } (x_j - x_i) = 0 \\ -1 & \text{si } (x_j - x_i) < 0 \end{cases} \quad (44)$$

$(x_j - x_i)$	$i = 1$	$i = 2$	$i = 3$	$i = N - 1$
$j = 2$	$x_2 - x_1$	-	-	-
$j = 3$	$x_3 - x_1$	$x_3 - x_2$	-	-
$j = 4$	$x_4 - x_1$	$x_4 - x_2$	$x_4 - x_3$	-
$j = N$	$x_N - x_1$	$x_N - x_2$	$x_N - x_3$	$x_N - x_{N-1}$

**Tabla 6.** Valores que toman  $x_j$  y  $x_i$  a partir de la serie de datos. Fuente: Ayuso, 2017.

Si  $S$  tiene valor positivo la tendencia es creciente, mientras que si  $S$  tiene valor negativo, la tendencia es decreciente.

$$S(+) \rightarrow \text{Tendencia } \uparrow$$

$$S(-) \rightarrow \text{Tendencia } \downarrow$$

2) Calcular la media, varianza y desviación típica del estadístico  $S$ .

Cuando el número de datos de la serie  $N \geq 8$ , el estadístico  $S$  está aproximadamente normalmente distribuido.

a) Cuando no existen valores repetidos en la serie:

$$\text{Media} \quad \mu(S) = 0 \quad (45)$$

$$\text{Varianza} \quad \sigma^2(S) = \frac{N*(N-1)*(2*N+5)}{18} \quad (46)$$

$$\text{Desviación típica} \quad \sigma(S) = \sqrt{\sigma^2(S)} \quad (47)$$

b) Cuando existen valores repetidos en la serie:

$$\text{Varianza} \quad \sigma^2(S) = \frac{n*(n-1)*(2*n+5) - \sum_{m=1}^n t_m*m*(m-1)*(2*m+5)}{18} \quad (48)$$

$$\text{Desviación típica} \quad \sigma(S) = \sqrt{\sigma^2(S)} \quad (49)$$

Siendo,

- $n$  : número de grupos con valores repetidos.
- $t_m$  : número de valores iguales en el mismo grupo.
- $m$  : valor del número perteneciente al grupo  $n$ .

3) Calcular el estadístico tipificado,  $Z$ .

Para  $N > 10$  el estadístico  $Z$  sigue una distribución normal tipificada de media cero ( $\mu=0$ ) y varianza unidad ( $\sigma^2=1$ ). El estadístico  $Z$  se usa para detectar la existencia de tendencias significativas.

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sigma} & \text{si } S > 0 \\ 0 & \text{si } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sigma} & \text{si } S < 0 \end{cases} \quad (50)$$

Si  $Z$  es mayor a cero, la tendencia es creciente, mientras que si  $Z$  es menor que cero, la tendencia es decreciente.

$$Z > 0 \rightarrow \text{Tendencia } \uparrow$$

$$Z < 0 \rightarrow \text{Tendencia } \downarrow$$

El estadístico del test  $Z$  es una forma de comparar la hipótesis nula y la hipótesis alternativa, siendo  $Z$  un valor número calculado a partir de la serie de datos.

La hipótesis nula es rechazada a un nivel de significancia  $\alpha$ , si  $|Z| > Z_{(1-\alpha/2)}$ , donde  $Z_{(1-\alpha/2)}$  es el valor crítico de  $Z$ , según la distribución normal tipificada.

$$\text{Para } \alpha=0,05 \rightarrow Z_{(1-\alpha/2)}=1,9604$$

El test de Mann – Kendall tiene 2 parámetros importantes para la detección de la tendencia:

- $\alpha$  : nivel de significancia (valor habitual de 0,05)
- $\beta$  : magnitud de la pendiente que indica la dirección y magnitud de la tendencia.

Si existe tendencia, la estimación no-paramétrica de la magnitud de la pendiente  $\beta$  se determina de este modo:

$$\beta = \text{mediana} \left[ \frac{x_j - x_i}{j - i} \right] \quad (51)$$

$x_j$  y  $x_i$  son valores dato en los tiempos  $j$  e  $i$  ( $j > i$ ).

Si  $\beta$  es positivo la tendencia es creciente, mientras que si  $\beta$  es negativa la tendencia es decreciente.

Si el número de valores dato en la serie es  $N$ , habrá  $n=N*(N-1)/2$  estimaciones de pendientes y el estadístico del test  $\beta$  es la mediana de todas las pendientes estimadas.

De todas formas:

$$|Z| < Z_{(1-\alpha/2)} \dots\dots\dots \text{Siendo } Z_{(1-\alpha/2)}=1,9604 \quad (52)$$

No se rechaza la hipótesis nula y no existe tendencia en la serie.

### Test de Pettit

Al igual que en el test de Mann – Kendall, el test de Pettit es un test no paramétrico. También se basa en el rango y evalúa la significancia de una tendencia. Se usa sobre todo para la detección



de un cambio en la media de una serie temporal (Ayuso, 2017). También es aplicable para la comprobación de un punto de cambio desconocido.

- Hipótesis nula  $H_0$ : esta estima que no existe cambio.
- Hipótesis alternativa  $H_0$ : indica que existe cambio.

1) Calcular el estadístico del test,  $U$ .

$$U_k = 2 * \sum_{i=1}^k r_i - k * (N - 1) \quad (53)$$

Siendo,

$$k = 1, 2, 3, \dots, N$$

Donde,

- $r$  : rango de la serie Y.

La representación gráfica de los valores  $U_k$  pueden mostrar el punto de cambio, donde  $U_k$  alcanza un máximo o mínimo.

2) Calcular  $K$ .

$$K = \max_{1 \leq k \leq N} |U_k| \quad (54)$$

3) Calcular el valor teórico de  $K_\alpha$ .

Para probar la significancia estadística del punto de cambio, se compara el valor calculado  $K$  con el valor teórico de  $K_\alpha$ :

$$K_\alpha = \left[ \frac{-\ln \alpha * (N^3 + N^2)}{6} \right]^{1/2} \quad (55)$$

La hipótesis nula no se rechaza cuando:

$$K < K_\alpha \quad (56)$$

Otra metodología que se puede llevar a cabo para desarrollar este test es la siguiente:

1) Calcular el estadístico del test,  $U_k$ .

$$U_k = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \text{signo}(x_j - x_i) \quad (57)$$

Siendo,

$$\text{signo}(x_j - x_i) = \begin{cases} 1 & \text{si } (x_j - x_i) > 0 \\ 0 & \text{si } (x_j - x_i) = 0 \\ 1 & \text{si } (x_j - x_i) < 0 \end{cases} \quad (58)$$

La representación gráfica muestra el punto de cambio.

2) Calcular  $K$ .

$$K = \max_{1 \leq k \leq N} |U_k| = \max_{1 \leq k \leq N} (|K_+|, |K_-|) \quad (59)$$

Donde,

- $K_+$  : máxima  $U_k$  para cambio decreciente.
- $K_-$  : máxima  $U_k$  para cambio creciente.

3) Calcular el nivel de confianza asociado a  $K_+$  y  $K_-$ .

$$\rho = e^{\left[ \frac{-6 \cdot K^2}{N^3 + N^2} \right]} \quad (60)$$

La hipótesis nula no se rechaza cuando:

$$\rho > \alpha \dots\dots\dots \text{siendo } \alpha = 0,05 \quad (61)$$

### Test de Spearman

Se trata de un test no paramétrico basado en el rango, al igual que los anteriores. Es un test simple para determinar si puede existir cualquier correlación significativa entre 2 clasificaciones de la misma serie (Ayuso, 2017).

- Hipótesis nula  $H_0$ : estima que todos los valores de la muestra ( $x_i$ ) son independientes e idénticamente distribuidos.
- Hipótesis alternativa  $H_1$ : estima que los valores de la muestra aumentan o disminuyen con  $i$  (existe una tendencia).

El procedimiento a seguir en el test de Spearman es el siguiente:

1) Calcular el coeficiente de correlación de Spearman.

$$r_s = 1 - \left[ \frac{6 \sum_{i=1}^N (R_{xi} - R_{yi})^2}{N^3 - N} \right] \quad (62)$$

Siendo,

- $R_{xi}$  : rango o lugar que ocupa cada dato  $x_i$  en la serie original.
- $R_{yi}$  : rango o lugar que ocupa cada dato  $y_i$  en la serie original.

Para valores repetidos, el rango en la serie será el rango promedio.

2) Calcular el estadístico del test,  $t_s$ .

$$t_s = r_s * \sqrt{\frac{N-2}{1-r_s^2}} \quad (63)$$

El estadístico  $t_s$  sigue una distribución t - Student con  $\nu=N-2$  grados de libertad y nivel de significancia  $\alpha$ .

La hipótesis nula no se rechaza si:

$$t_{\nu, \alpha/2} < t_s < t_{\nu, 1-\alpha/2} \quad (64)$$

Otra alternativa es usar la distribución normal tipificada siendo entonces el estadístico Z.

$$Z = r_s * \sqrt{N-1} \quad (65)$$

En este caso, si  $|Z| < Z_\alpha$ , no se rechaza la hipótesis alternativa.

Si por el contrario,  $|Z| > Z_\alpha$ , se rechaza la hipótesis nula por lo que existiría una tendencia en la serie y se haría una estimación no paramétrica de la magnitud de la pendiente  $\beta$ .

$$\beta = \text{mediana} \left[ \frac{x_j - x_i}{j - i} \right] \quad (66)$$

Donde,  $x_j$  y  $x_i$  son valores dato en los tiempos  $j$  e  $i$  (siendo  $j > i$ ). Si  $\beta$  es positivo la tendencia es creciente, mientras que si  $\beta$  es negativa la tendencia es decreciente.

Si el número de valores dato en la serie es N, habrá  $n=N*(N-1)/2$  estimaciones de pendientes y el estadístico del test  $\beta$  es la mediana de todas las pendientes estimadas.

De todas formas si:

$$|Z| < Z_{(1-\alpha/2)} \quad (67)$$

No se rechaza la hipótesis nula y no existe tendencia en la serie de datos.



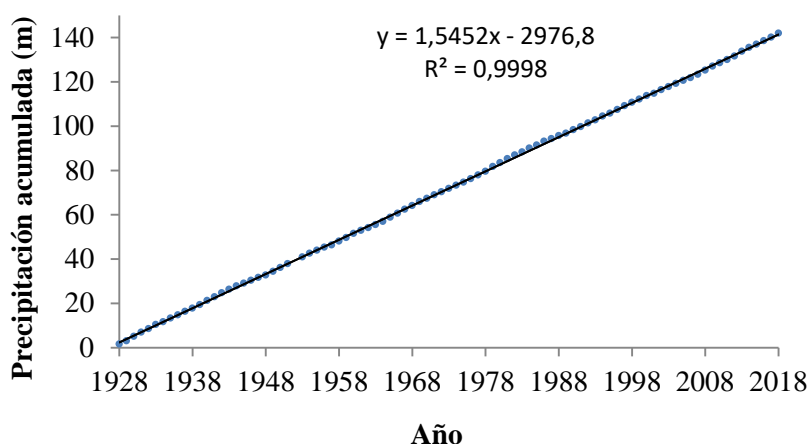
## 4. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Una vez que se conocen las series de precipitación, las características climáticas, la localización de la estación meteorológica, y los tests para el análisis de tendencias, a continuación se presentan los resultados obtenidos en el estudio.

### 4.1 Análisis de la serie de precipitaciones diarias

A lo largo del tiempo (en 1927 comenzaron las primeras anotaciones en la estación meteorológica de Igeldo) se han ido actualizando los sistemas de medición de precipitación, es por eso que para conseguir una serie larga es necesario unir varias series de datos tomadas a partir de distintos instrumentos de medida en la misma estación. Para hacer un estudio del clima en San Sebastián, se han unido las 3 series registradas en la estación meteorológica de Igeldo. Este análisis se ha realizado a partir de una serie de precipitaciones diarias que cubren el periodo 1928 – 2018, y que se han obtenido de la página de AEMET.

Es posible que la combinación de series produzca una pequeña alteración en las precipitaciones registradas. Una forma de comprobar si se ha producido un cambio en la serie completa, es sumar los valores de precipitaciones de años anteriores y ver si no hay puntos de discontinuidad (Figura 3).



**Figura 3.** Representación gráfica de la lluvia acumulada (m) entre 1928 – 2018.

Como se puede comprobar, no existe variación alguna en la medición de precipitación de un pluviómetro a otro ya que la línea de tendencia se ajusta perfectamente a la nube de puntos. El coeficiente de determinación ( $R^2$ ) muestra lo ajustada que se encuentra la línea de tendencia a la serie. Cuanto más se aproxime  $R^2$  a 1, mejor será el ajuste.

En este caso  $R^2 \approx 1$ , lo que indica que la serie es adecuada para realizar el análisis del régimen de precipitaciones.

Antes de realizar el análisis de tendencias, se ha creído conveniente analizar y determinar ciertos parámetros asociados a la serie de precipitaciones diarias.

#### 4.1.1 Días de lluvia

En San Sebastián llueve de forma habitual, superando los 1.500 mm anuales. Para ser más exactos, en los 91 años de registro (33.238 días) ha llovido 16.946 días, es decir, ha llovido el 50,98% de días, por lo tanto el porcentaje de días de lluvia anual es del 50%.

	nº	%
<b>Días de lluvia</b>	16946	50,89
<b>Años con % de días de lluvia</b>	≥ 50	39
	≥ 40	90
	≥ 30	91

**Tabla 7.** Número y porcentaje de días de lluvia, y años con porcentaje de días de lluvia superior al 50, 40 y 30 por ciento entre 1928 – 2018.

La precipitación media anual de estos últimos 91 años ha sido de 1559,65 mm, de 91 años solo la superan un 56,04%.

#### 4.1.2 Precipitación mensual

Los meses con menor precipitación media mensual son los meses de verano (meses de julio y junio), mientras que los meses con mayor precipitación media mensual son los meses de invierno (meses de noviembre y diciembre). Estos resultados coinciden con las estaciones más marcadas. En la Tabla 8 se muestran los valores de precipitaciones mensuales medias en el periodo 1928 – 2018.

<b>Precipitaciones mensuales medias (mm)</b>											
En.	Fb.	Mr.	Ab.	My.	Jn.	Jl.	Ag.	Sp.	Oc.	Nv.	Dc.
150,4	122,3	112,7	130,5	126,9	93,9	86,4	113,5	124,6	155,1	178,5	167,9

**Tabla 8.** Precipitación media mensual (mm/mes) entre 1928-2018.

Al analizar los datos de la serie indicada en la Tabla 8, se ha comprobado que el mes más lluvioso viene a ser aproximadamente el doble que el mes menos lluvioso (llueve en noviembre un 51,60% más que en julio).

#### 4.1.3 Precipitaciones extremas

##### Precipitaciones diarias

La precipitación diaria máxima que se produjo entre 1928 - 2018 fue de 167,7 mm acumulados el 31 de mayo de 1997, siendo la precipitación media mensual de 126,9 mm. Se puede apreciar una diferencia muy grande, siendo ese día la lluvia 41 veces superior a la media diaria que es de 4,09 mm.

##### Precipitaciones mensuales

Respecto de las máximas y mínimas mensuales de todo el registro, solo hubo un mes (febrero de 1987) en el que no llovió nada. Es importante destacar que San Sebastián tiene un clima muy lluvioso por lo que llama la atención que no llueva en tanto tiempo. El mes en el que más llovió fue diciembre de 1960 con una precipitación acumulada de 456,7 mm (2,7 veces superior a la

media de ese mes). En la Tabla 9 se pueden ver las precipitaciones mensuales máximas y mínimas del periodo 1928 – 2018.

	<b>Precipitación mensual máxima (mm)</b>	<b>Precipitación mensual mínima (mm)</b>	<b>Diferencia (mm)</b>
Enero	391,5	5,5	386
Febrero	323	0	323
Marzo	238	2,9	235,1
Abril	332,5	7,9	324,6
Mayo	338,9	48,5	290,4
Junio	329,7	15,3	314,4
Julio	261,7	15,3	246,4
Agosto	337	3,5	333,5
Septiembre	312,3	3,5	308,8
Octubre	386,9	15,7	371,2
Noviembre	405,1	15,5	389,6
Diciembre	456,7	15,7	441

**Tabla 9.** Precipitaciones mensuales máximas y mínimas (mm) entre 1928 – 2018.

Si se restan las máximas y mínimas, donde mayor diferencia existe es en los meses donde corresponde de media una mayor precipitación diaria (meses de otoño e invierno).

En la Tabla 10 se muestra un resumen de las precipitaciones diarias, mensuales y anuales máximas y mínimas.

	<b>Lluvia (mm)</b>	<b>Nº de veces</b>	<b>Fecha</b>	<b>Media</b>
Máxima diaria	167,7	1	31/05/1997	33,3
Mínima diaria	0	16292	-	0
Máxima mensual	456,7	1	12/1960	342,8
Mínima mensual	0	1	02/1987	12,4
Máxima anual	2206,3	1	1979	1726,8
Mínima anual	1037,7	1	1957	1346,5

**Tabla 10.** Precipitación máxima y mínima diaria, mensual y anual (mm) en la serie diaria entre 1928–2018.

#### 4.1.4 Frecuencia de precipitaciones extremas

Un aspecto muy importante a estudiar son las precipitaciones extremas, es decir, las máximas y mínimas. En la Tabla 9 se muestran los valores máximos y mínimos mensuales de los 91 años de registro, pero para hacer un mejor análisis se ha estudiado la frecuencia con la que se dan esos valores máximos y mínimos.

##### Frecuencia de los meses con precipitaciones mensuales máximas y mínimas

Para calcular las precipitaciones máximas y mínimas mensuales, se han sumado año por año las precipitaciones diarias acumulándolas por meses. Posteriormente se han obtenido los meses en los que se producen los valores máximos y mínimos. De esta forma, se ha llegado a los valores que se presentan en la Tabla 11, en donde se presenta la frecuencia con la que se dan los valores máximos y mínimos en cada mes.

	<b>Valores máximos</b>	<b>Frecuencia de máximas (%)</b>	<b>Valores mínimos</b>	<b>Frecuencia de mínimas (%)</b>
Enero	14	14,74	5	5,43
Febrero	4	4,21	12	13,04
Marzo	2	2,11	11	11,96
Abril	7	7,37	8	8,70
Mayo	4	4,21	4	4,35
Junio	1	1,05	6	6,52
Julio	2	2,11	17	18,48
Agosto	7	7,37	6	6,52
Septiembre	4	4,21	7	7,61
Octubre	15	15,79	7	7,61
Noviembre	21	22,11	3	3,26
Diciembre	14	14,74	6	6,52
TOTAL	95	100	92	100

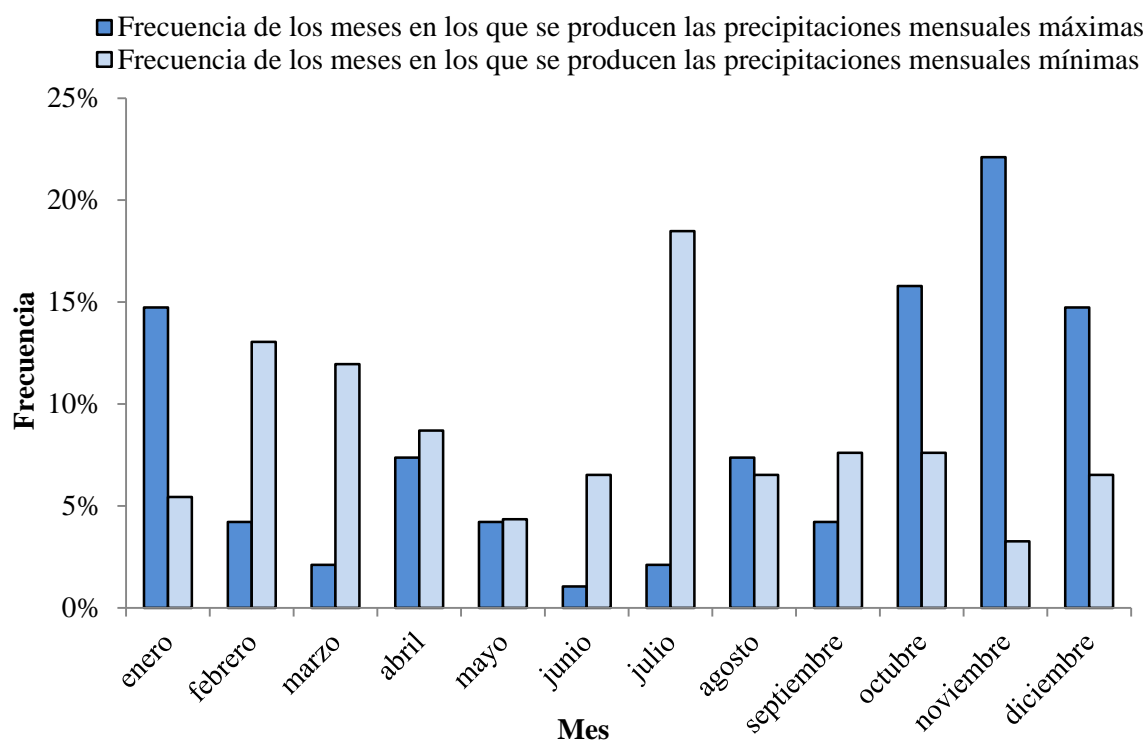
**Tabla 11.** Frecuencia de los meses en los que se producen las precipitaciones mensuales máximas y mínimas (mm/mes) de la serie entre 1928 – 2018.

En total el número de meses con precipitaciones mensuales máximas es de 95 debido a que hay 2 máximas en los años 2013, 2008, 1984 y 1933. En lo que respecta al número de meses con precipitaciones mensuales mínimas hay 92 en concreto, ya que en el año 1987 se producen 2 mínimas.

En la Tabla 11 se puede observar que el mes en el que más frecuentes son las precipitaciones mensuales máximas es noviembre con un 22,11%, seguido por enero y diciembre, ambos con un porcentaje del 14,7%. Por el contrario, el mes en el que más frecuentes son las precipitaciones mensuales mínimas es julio con una frecuencia del 18,48%, seguido por febrero y marzo, con un 13,04% y 11,96% respectivamente.

La frecuencia de meses con precipitaciones mensuales máximas coincide con las estaciones de otoño e invierno, pero llama la atención que la frecuencia de meses con precipitaciones mensuales mínimas no sea solo en verano, sino que también se dan en invierno (mes de enero) y primavera (mes de marzo). En la Figura 4 se han representado los resultados gráficamente.





**Figura 4.** Frecuencia de los meses con precipitaciones mensuales máximas y mínimas entre 1928 – 2018.

En la Figura 4 se puede ver que la frecuencia de meses con precipitaciones mensuales máximas sigue una distribución habitual, correspondiendo las máximas precipitaciones en los meses de otoño e invierno. En cambio la frecuencia de meses con precipitaciones mensuales mínimas no sigue una distribución en específico, ya que las mínimas no se dan solo en el mes de verano, lo que sería lo habitual.

#### Frecuencia de las estaciones con precipitaciones estacionales máximas y mínimas

Si en vez de estudiar las frecuencias de los meses con precipitaciones mensuales máximas y mínimas, se estudia las frecuencias de las estaciones con precipitaciones estacionales máximas y mínimas se obtiene la Tabla 12.

	Valores máximos	Frecuencia de máximas (%)	Valores mínimos	Frecuencia de mínimas (%)
Invierno	25	27,47	16	17,78
Primavera	9	9,89	19	21,11
Verano	8	8,79	43	47,78
Otoño	49	53,85	12	13,33
TOTAL	91	100	90	100

**Tabla 12.** Frecuencia de las estaciones con precipitaciones estacionales máximas y mínimas entre 1928 – 2018.

El número de valores con precipitaciones máximas son de 91 debido a que en el periodo de 2012/2013 existen 2 máximas.

En la Tabla 12 se puede ver que la estación con mayor frecuencia de precipitaciones estacionales máximas es otoño con un 53,85%; en cambio, la estación con mayor frecuencia de precipitaciones estacionales mínimas es verano con un 47,78%.

Si se comparan los resultados obtenidos de frecuencia de precipitaciones máximas y mínimas por estaciones y por meses, los resultados obtenidos son equivalentes porque en la frecuencia de meses con precipitaciones mensuales máximas y mínimas, y los meses con mayor frecuencia de valores máximos y mínimos son noviembre (otoño) y julio (verano) respectivamente coincidiendo con la frecuencia de estaciones con precipitaciones estacionales máximas y mínimas.

#### Frecuencia de meses con precipitaciones diarias máximas de cada mes

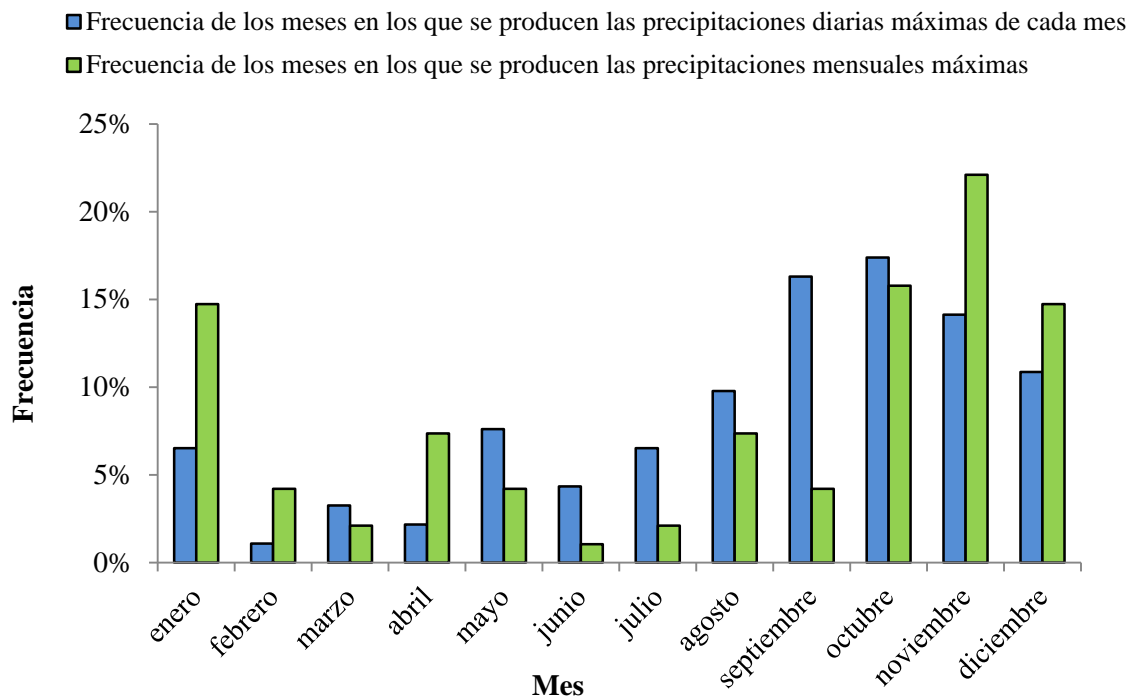
El análisis de esta serie permite conocer el riesgo de inundaciones según el mes del año. Los meses con mayor riesgo de inundaciones según la Tabla 13 son octubre, seguido por septiembre y noviembre.

	<b>Valores máximos</b>	<b>Frecuencia de máximas (%)</b>
Enero	6	6,52
Febrero	1	1,09
Marzo	3	3,26
Abril	2	2,17
Mayo	7	7,61
Junio	4	4,35
Julio	6	6,52
Agosto	9	9,78
Septiembre	15	16,30
Octubre	16	17,39
Noviembre	13	14,13
Diciembre	10	10,87
TOTAL	92	100

**Tabla 13.** Frecuencia de los meses en los que se producen las precipitaciones diarias máximas y mínimas de cada mes en el periodo 1928 – 2018.

El número de valores máximos es de 92 porque en el año 1981 se producen 2 máximas.

Si se compara la frecuencia de los meses en los que se producen las precipitaciones mensuales máximas y la frecuencia de los meses en las que se producen las precipitaciones diarias máximas de cada mes se obtiene la siguiente gráfica (Figura 5):



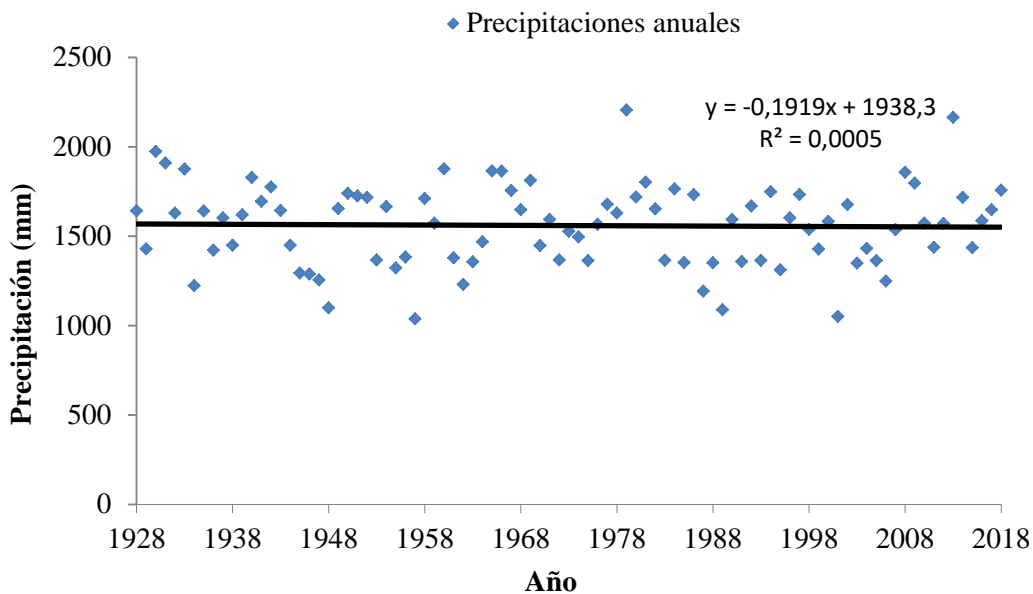
**Figura 5.** Relación entre la frecuencia de los meses con precipitaciones diarias máximas y los meses con precipitaciones mensuales máximas entre 1928 – 2018.

En la Figura 5 se ve claramente representado el clima de San Sebastián. En los meses seguidos de la estación de verano (septiembre y octubre) son comunes las precipitaciones convectivas debido a las altas temperaturas típicas de los meses de verano, por lo que la frecuencia de meses con precipitaciones diarias máximas es superior a la frecuencia de meses con precipitaciones mensuales máximas. En cambio en los meses siguientes otoño/invierno, que es cuando se produce la entrada del frente polar (meses más fríos) las precipitaciones son frontales, por lo que la frecuencia de meses con precipitaciones mensuales máximas es superior a la frecuencia de meses con precipitaciones diarias máximas.

## 4.2 Análisis de tendencias de las series de precipitaciones máximas

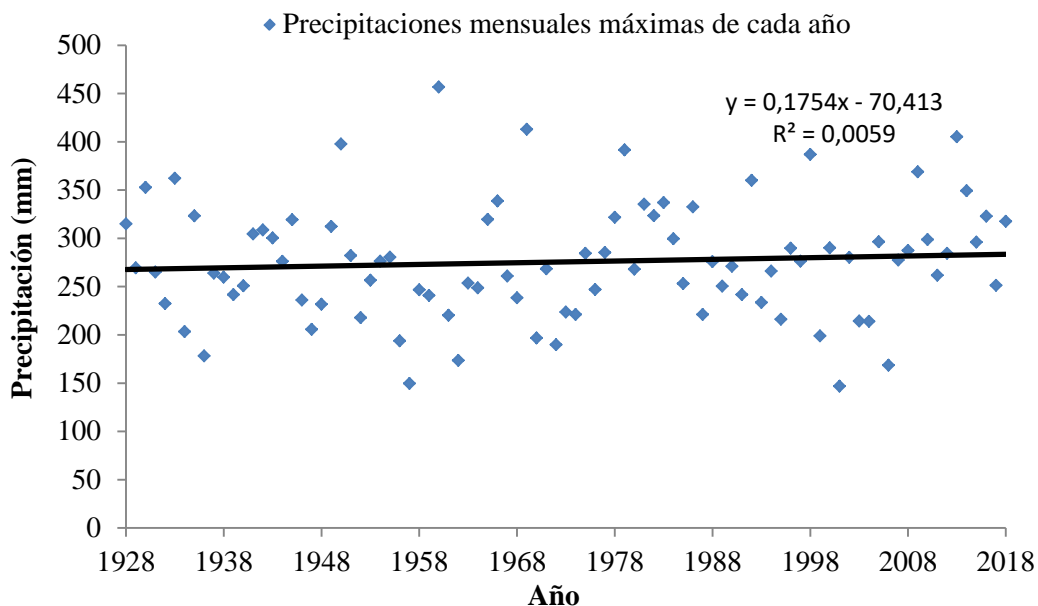
Si se representa un gráfico con las precipitaciones anuales acumuladas entre 1928 – 2018 y se le ajusta una línea de tendencia, a simple vista se puede ver que esta se mantiene prácticamente constante. Si se calcula la ecuación de la línea de tendencia, esta presenta una pendiente de  $m = -0,1919$ . Esta pendiente decreciente puede tener varias interpretaciones:

- El cambio climático ha producido un descenso en el régimen de lluvias.
- La tendencia no es significativa ya que las máximas y mínimas se pueden contrarrestar, de tal manera que se pueda estar dando un cambio, pero en el estudio de medias no ve representado.
- El motivo de ese descenso puede ser la variabilidad climática o incluso un error en los datos.

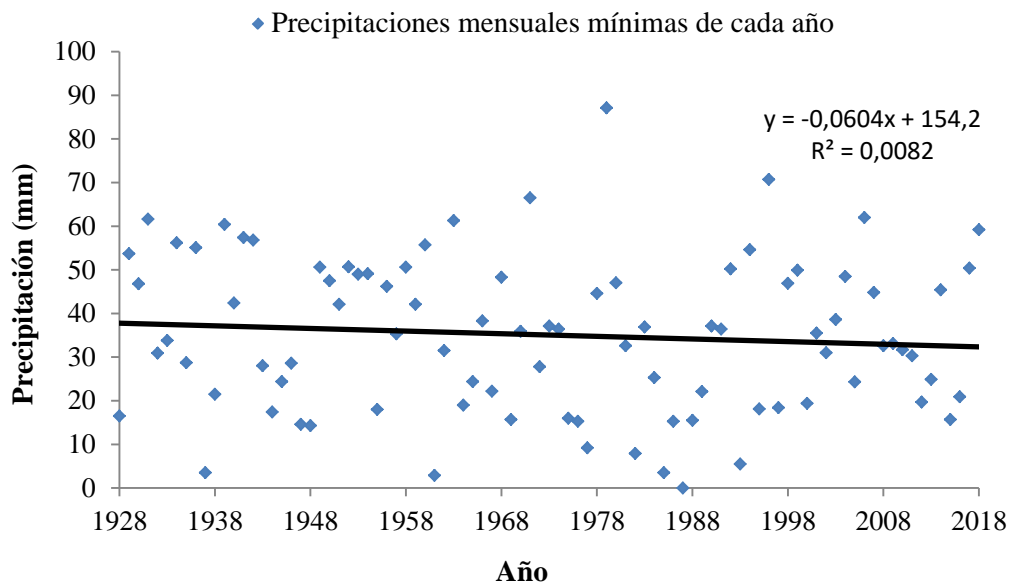


**Figura 6.** Representación gráfica de las precipitaciones anuales (mm/año) de la serie entre 1928 – 2018.

Como se ha explicado con anterioridad, el estudio de medias no resulta útil a la hora de obtener resultados ya que las precipitaciones extremas (máxima y mínimas) se contrarrestan haciendo que la media de las precipitaciones se mantenga. En la Figura 7 y Figura 8 se representan las precipitaciones mensuales máximas y mínimas respectivamente, en las que se ha ajustado una línea de tendencia.



**Figura 7.** Representación gráfica de las precipitaciones mensuales máximas de cada año entre 1928 – 2018.



**Figura 8.** Representación gráfica de las precipitaciones mensuales mínimas de cada año entre 1928 – 2018.

En la Figura 7 se aprecia una ligera tendencia creciente con una pendiente de  $m = 0,1754$ , mientras que en la Figura 8 se aprecia una ligera tendencia decreciente con una pendiente de  $m = -0,0604$ .

Haciendo este estudio básico, el resultado es que se está produciendo un cambio en el régimen de precipitaciones, pero la forma de hacer este análisis no es tan precisa como para asumir los resultados como fiables. A continuación, en la Tabla 14 se muestran los resultados obtenidos a partir de los tests explicados anteriormente en el Apartado 3.3.

TEST	Función	Tipo de test	No se rechaza $H_0$
Mann-Whitney	Homogeneidad	No paramétrico	$ U  < U_{cr}$
Wald-Wolfowitz	Homogeneidad	No paramétrico	$ U  < U_{cr}$
Buishand	Homogeneidad	No paramétrico	$R/\sqrt{N} < R/\sqrt{N}_{cr}$ $Q/\sqrt{N} < Q/\sqrt{N}_{cr}$
Von-Neumann	Homogeneidad	No paramétrico	$N > N_{cr}$
Barlett	Independencia	Paramétrico	$S < t_{(1-\alpha/2, Df)}$
Von-Neumann	Independencia	No paramétrico	$ S  < S_{cr}$
Mann-Kendall	Estacionariedad	No paramétrico	$ Z  < Z_{cr}$
Pettit	Estacionariedad	No paramétrico	$XE < XE_{cr}$
Spearman	Estacionariedad	No paramétrico	$ Z  < Z_{cr}$

**Tabla 14.** Características de los tests que se ha aplicado para el estudio homogeneidad, independencia y estacionariedad en la serie de precipitaciones máximas.

Esos tests se han aplicado en las 7 series de precipitación máximas acumuladas en 10 minutos, 30 minutos, 1 hora, 2 horas, 6 horas, 12 horas y 24 horas en cada año entre 1927 – 2014.

#### 4.2.1 Análisis de homogeneidad de las series máximas

Para el estudio de homogeneidad, se han aplicado los siguientes tests: Test de Mann – Whitney, Test de Wald – Wolfowitz, Test de Buishand y Test de Von – Neumann. Los 4 test son no paramétricos por lo que no es necesario realizar la Prueba de Bondad de Ajuste de Kolmogorov – Smirnov.

TIEMPO (EN HORAS)	0,17	0,50	1,00	2,00	6,00	12,00	24,00	Valor crítico
<b>Mann-Whitney</b> $ U  < U_{cr}$	0,65	0,88	0,85	0,35	0,23	0,43	0,22	<b>1,96</b>
<b>Wald-Wolfowitz</b> $ U  < U_{cr}$	1,60	0,75	0,75	1,18	2,25	0,11	0,54	<b>1,96</b>
<b>Buishand</b>								
$R/\sqrt{N} < R/\sqrt{N}_{cr}$	1,08	1,48	1,52	1,42	1,07	0,74	0,94	<b>1,59</b>
$Q/\sqrt{N} < Q/\sqrt{N}_{cr}$	0,75	0,93	0,97	0,92	0,74	0,64	0,73	<b>1,28</b>
<b>Von-Neumann</b> $N > N_{cr}$	1,82	1,80	1,85	1,98	2,18	2,20	2,27	<b>1,65</b>

**Tabla 15.** Valores estadísticos y valores críticos del Test de Mann – Whitney, Test de Wald – Wolfowitz, Test de Buishand y Test de Von – Neumann para la homogeneidad en cada serie de precipitaciones máximas acumuladas en 10 minutos, 30 minutos, 1 hora, 2 horas, 6 horas, 12 horas y 24 horas por año entre 1927 – 2014.

Para todos los tests y series no se rechaza la hipótesis nula  $H_0$ , por lo que ambas muestras presentan la misma distribución y provienen de la misma población. De este modo se asegura que las series son homogéneas.

Al igual que se estudia la homogeneidad, se debe hacer también un estudio de independencia de los datos. Para el estudio de independencia se han usados 2 tests, siendo el Test de Barlett paramétrico y siendo el Test de Von – Neumann para la independencia no paramétrico.

#### 4.2.2 Análisis de independencia de las series máximas

El test de Barlett se aplica en series de datos paramétricos, por lo tanto, primero hay que analizar las series mediante la Prueba de Bondad de Ajuste de Kolmogorov – Smirnov. A continuación se muestran los resultados después de aplicar Kolmogorov - Smirnov:

TIEMPO (EN HORAS)	0,17	0,50	1,00	2,00	6,00	12,00	24,00	Valor crítico
<b>Kolmogorov-Smirnov</b> $D < D_{cr}$	0,12	0,13	0,17	0,20	0,18	0,20	0,19	<b>0,14</b>

**Tabla 16.** Resultados del estadístico de la Prueba de Kolmogorov – Smirnov en cada serie de precipitaciones máximas acumuladas en 10 minutos, 30 minutos, 1 hora, 2 horas, 6 horas, 12 horas y 24 horas por año entre 1927 – 2014.

Según la prueba, las series de precipitaciones máximas acumuladas en 1 hora, 2 horas, 6 horas, 12 horas y 24 horas por año entre 1927 – 2014 no siguen una distribución normal al rechazarse la hipótesis nula.

No se cumple que  $D < D_{cr}$ , por lo que se rechaza la hipótesis nula  $H_0$ .

Mientras, las series de precipitaciones máximas acumuladas en 10 y 30 minutos cumplen que  $D < D_{cr}$ , por lo que no se rechaza la hipótesis nula  $H_0$ . Los resultados obtenidos a partir de la Prueba de Bondad de Ajuste de Kolmogorov –Smirnov se muestran en la Tabla 17.

<b>Series</b>	<b>Tipo de serie</b>
Precipitaciones máximas acumuladas en 10 minutos por año	Paramétrica
Precipitaciones máximas acumuladas en 30 minutos por año	Paramétrica
Precipitaciones máximas acumuladas en 1 hora por año	No paramétrica
Precipitaciones máximas acumuladas en 2 horas por año	No paramétrica
Precipitaciones máximas acumuladas en 6 horas por año	No paramétrica
Precipitaciones máximas acumuladas en 12 horas por año	No paramétrica
Precipitaciones máximas acumuladas en 24 horas por año	No paramétrica

**Tabla 17.** Series paramétricas y no paramétricas a partir de la Prueba de Bondad de Ajuste de Kolmogorov – Smirnov.

Para el test de Barlett, como es solo para series paramétricas, este solo se puede haber aplicado en las series de precipitaciones máximas acumuladas en 10 y en 30 minutos. En el caso del Test del cociente de Von – Neumann, al ser no paramétrico, se aplica a todas las series. En tabla 18 se muestran los resultados obtenidos tras aplicar el Test de Barlett y Test de Von – Neumann para la independencia en las series.

<b>TIEMPO (EN HORAS)</b>	<b>0,17</b>	<b>0,50</b>	<b>1,00</b>	<b>2,00</b>	<b>6,00</b>	<b>12,00</b>	<b>24,00</b>	<b>Valor crítico</b>
<b>Barlett</b> $S < t_{(1-\alpha/2, Df)}$	0,77	0,81	-	-	-	-	-	<b>≈1,99</b>
<b>Von-Neumann</b> $ S  < S_{cr}$	0,86	0,96	0,71	0,07	0,83	0,96	1,29	<b>1,96</b>

**Tabla 18.** Valores estadísticos y valores críticos del Test de Barlett y Test de Von - Neumann para la independencia en cada serie de precipitaciones máximas acumuladas en 10 minutos, 30 minutos, 1 hora, 2 horas, 6 horas, 12 horas y 24 horas por año entre 1927 – 2014. El Test de Barlett se aplica solo a las 2 primeras.

Para todos los tests y series no se rechaza la hipótesis nula  $H_0$ , por lo que los datos de las series son independientes.

Otra forma alternativa de contrastar la hipótesis nula  $H_0$  en el Test del cociente de Von - Neumann es a partir del área encerrada por la distribución normal a la izquierda o derecha del valor medio de la distribución. Con esta otra alternativa no se rechaza la hipótesis nula, por lo que también indica que los datos de las series son independientes.

#### **4.2.3 Análisis de tendencias de las series máximas**

Sabiendo que las 7 series de máximas analizadas son homogéneas e independientes (demostrado además en varios tests), se puede estudiar la estacionariedad de la serie. Los tests que se han aplicado para el estudio de tendencias son el Test de Mann – Kendall (idóneo para series de datos hidrológicos), Test de Spearman y el Test de Pettit, que además aporta el punto de cambio en el caso de que exista tendencia. En la Tabla 19 se muestran los resultados obtenidos.

<b>TIEMPO (EN HORAS)</b>	<b>0,17</b>	<b>0,50</b>	<b>1,00</b>	<b>2,00</b>	<b>6,00</b>	<b>12,00</b>	<b>24,00</b>	<b>Valor crítico</b>
<b>Mann-Kendall <math> Z  &lt; Z_{cr}</math></b>	0,46	0,31	0,39	0,24	0,34	0,12	0,90	<b>1,96</b>
<b>Spearman <math> Z  &lt; Z_{cr}</math></b>	0,43	0,22	0,36	0,14	0,37	0,18	0,97	<b>1,96</b>
<b>Pettit <math>XE &lt; XE_{cr}</math></b>	424,00	404,00	366,00	361,00	253,00	315,00	497,00	<b>563,40</b>

**Tabla 19.** Valores estadísticos y valores críticos del Test de Mann – Kendall, Test de Spearman y Test de Pettit en cada serie de precipitaciones máximas acumuladas en 10 minutos, 30 minutos, 1 hora, 2 horas, 6 horas, 12 horas y 24 horas por año entre 1927 – 2014.

Para todos los tests y series, el valor del estadístico es menor que el valor crítico, por lo que no se rechaza la hipótesis nula  $H_0$ , y las series no muestran ninguna tendencia.

Por tanto, los resultados obtenidos se pueden resumir en que las series de máximas acumuladas en 10 minutos, 30 minutos, 1 hora, 2 horas, 6 horas, 12 horas y 24 horas en cada año son series homogéneas, independientes y estacionarias. Dicho de otro modo, las series no presentan errores debidos a mediciones ineficientes, los datos no interfieren unos con otros y no hay muestra de que se esté produciendo un cambio en la serie (no hay tendencias).



## 5. CONCLUSIONES

Las mediciones de las variables hidrológicas, como las precipitaciones, pueden utilizarse para detectar posibles indicios de cambio climático (Karl y Knight, 1998), es por eso que para este trabajo de análisis de tendencias se han escogido series de precipitaciones de la estación meteorológica de Igeldo – San Sebastián. Se ha hecho especial hincapié en el estudio de series de precipitaciones máximas porque como indican los autores Olsen, Lambert y Haimés (1998), el principal impacto del comportamiento no estacionario de una variable hidrológica se manifiesta en los eventos extremos.

Los resultados de los estudios realizados muestran que las series de precipitaciones máximas no presentan ninguna tendencia por lo que el régimen de precipitaciones continúa siendo estacionario. Estos resultados obtenidos no significan que no se esté produciendo un calentamiento global como argumentan los autores como Xu, Takeuchi y Ishidaira (2003), sino que simplemente en el lugar donde se ha llevado a cabo el estudio, el régimen de precipitaciones parece no verse influenciado por el cambio climático. También puede ser que el cambio aún no sea tan notorio y que se confunda con variabilidad climática a la hora de hacer un análisis.

Con toda la información aportada se puede concluir que no existe una tendencia notoria en el régimen de precipitaciones de la estación de Igeldo, pero a la hora de ajustar una línea de tendencia en las series de máximas y mínimas mensuales se puede apreciar un leve cambio en el régimen de precipitaciones. En las máximas se observa una leve tendencia creciente que indica que van aumentar las precipitaciones (mayor riesgo de inundaciones), mientras que en las precipitaciones mínimas se aprecia una tendencia decreciente que indica un descenso de estas (mayor riesgo de sequías).

Si el estudio se hubiera realizado en más estaciones cercanas a la estación en Igeldo se podrían haber obtenido resultados más precisos. Además, si se hubiera escogido una estación situada en una zona con un clima más severo, es posible que se hubiera detectado algún cambio, ya que en zonas con climas más extremos el cambio climático se está notando más.



## 6. REFERENCIAS

- AEMET (2019). Análisis estacional. Donostia/San Sebastián, Igueldo. Agencia Estatal de Meteorología. Recuperado de:  
[http://www.aemet.es/es/serviciosclimaticos/vigilancia\\_clima/analisis\\_estacional?w=&l=1024E&datos=prec](http://www.aemet.es/es/serviciosclimaticos/vigilancia_clima/analisis_estacional?w=&l=1024E&datos=prec)
- Altieri, M.A. y Nicholls C.I. (2009) .Cambio Climatico y Agricultura Campesina: impactos y respuestas adaptativas. LEISA (revista de agroecología). Recuperado de:  
[https://www.researchgate.net/profile/Clara\\_Nicholls/publication/260387270\\_Los\\_impactos\\_del\\_cambio\\_climatico\\_sobre\\_las\\_comunidades\\_campesinas\\_y\\_de\\_agricultores\\_tradicionales\\_y\\_sus\\_respuestas\\_adaptativas/links/545119c90cf24884d886f845.pdf](https://www.researchgate.net/profile/Clara_Nicholls/publication/260387270_Los_impactos_del_cambio_climatico_sobre_las_comunidades_campesinas_y_de_agricultores_tradicionales_y_sus_respuestas_adaptativas/links/545119c90cf24884d886f845.pdf)
- Annan, K. (2002). Seguridad Alimentaria y Nutricional: Conceptos básicos. Programa Especial para la Seguridad Alimentaria-PESA-Centroamérica, Proyecto Food Facility Honduras, 2.
- Ayuso, J.L. (2017). Análisis de series temporales de datos ambientales : Detección de tendencias / cambios. Universidad de Córdoba.
- Ayuso, J.L. (2019). Análisis de la intensidad y erosividad de la lluvia y su distribución anual en Andalucía Oriental. TFC
- Bai, L., y Kalaj, D. (2018). Approximation of Kolmogorov-Smirnov Test Statistics. Recuperado de:  
<http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=edsarx&AN=edsarx.1802.08883&lang=es&scope=site>
- Bloomfield, P. (1992). Trends in global temperatures. *Climatic Change*, 21: 1-16.
- Chorro, J.L. (2019). Estadística aplicada a Psicología. Universidad de Valencia. Recuperado de:  
[https://www.uv.es/webgid/Inferencial/22\\_kolmogorov.html](https://www.uv.es/webgid/Inferencial/22_kolmogorov.html)
- Cline, W.R. (2007). Global warming and agriculture: impact estimates by country. Center for Global development, Washington DC.
- Doering III, O. C., Randolph, J. C., Pfeifer, R. A., y Southworth, J. (2002). Effects of climate change and variability on agricultural production systems. Springer Science & Business Media.
- FAO (2017). The future of food and agriculture – Trends and challenges. Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación.
- FAO (2019). La seguridad alimentaria futura del mundo pelagra debido a múltiples desafíos. Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación. Recuperado de:  
<http://www.fao.org/news/story/es/item/471772/icode/>
- Gemmer, M., Becker, S., y Jiang, T. (2004). Observed monthly precipitation trends in China 1951–2002. *Theoretical and applied climatology*, 77(1-2), 39-45.
- Gobierno de Navarra (2019). Clasificación climática de Köppen. Meteorología y climatología de Navarra. Recuperado de:  
<http://meteo.navarra.es/definiciones/koppen.cfm#B>
- Grazzini, J. (2012). Analysis of the emergent properties: Stationarity and ergodicity. *Journal of Artificial Societies and Social Simulation*, 15(2), 7.
- Houghton, J.T, Meira, L.G., Callender, B.A., Harris, N., Kattenberg, A., y Maskell, K. (1996). *Climate Change 1995: The Science of Climate Change*. Cambridge University Press, Cambridge.

- IDEAM (2014). Cambio climático. Instituto de Hidrología, Meteorología y Estudios Ambientales. Recuperado de:  
<http://www.ideam.gov.co/web/atencion-y-participacion-ciudadana/cambio-climatico>
- IPCC (2013). Cambio climático: Bases físicas. Resumen para responsables de políticas, Resumen técnico y Preguntas frecuentes. Recuperado de:  
[https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2018/03/WG1AR5\\_SummaryVolume\\_FINAL\\_SPANISH.pdf](https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2018/03/WG1AR5_SummaryVolume_FINAL_SPANISH.pdf)
- Kang, H. M. y Yusof, F. (2012). Homogeneity tests on daily rainfall series. *Int. J. Contemp. Math. Sciences*, 7(1), 9-22.
- Karl, T.R. y Knight, R.W. (1998). Secular trends of precipitation amount, frequency, and intensity in the United States. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* 79, 231–241 (1998).
- Katz, W.R. y Brown, G. (1992). Extreme events in changing climate: variability is more important than averages. *Climatic Change*, 21: 289-302.
- López, J.J., Delgado, O. y Campo, M.A., (2018). Determinación de las curvas IDF en Igueldo-San Sebastián. Comparación de diferentes métodos. (Artículo inédito). Universidad Pública de Navarra.
- López, J.J. y Pérez, C., (2018). La Precipitación. No publicado.
- Meseguer-Ruiz, O., y Sarricolea, P. (2017). Detección de inhomogeneidades en series de precipitación diaria en la región centro-sur de Chile. *Interciencia*, 42(4).
- Meusburger, K., Steel, A., Panagos, P., Montanarella, L., y Alewell, C. (2012). Spatial and temporal variability of rainfall erosivity factor for Switzerland. *Hydrology and Earth System Sciences*, 16(1), 167-177.
- Nachar, N. (2008). The Mann-Whitney U: A test for assessing whether two independent samples come from the same distribution. *Tutorials in quantitative Methods for Psychology*, 4(1), 13-20.
- Olsen, J. R., Lambert, J. H., y Haines, Y. Y. (1998). Risk of extreme events under nonstationary conditions. *Risk Analysis*, 18(4), 497-510.
- ONU (1992). Convención Marco de las Naciones Unidas sobre el Cambio Climático. Naciones Unidas. Recuperado de:  
<https://unfccc.int/resource/docs/convkp/convsp.pdf>
- Partal, T., y Kahya, E. (2006). Trend analysis in Turkish precipitation data. *Hydrological processes*, 20(9), 2011-2026.
- Reddy, K.R. y Hodges, H.F. (2000). *Climate change and global crop productivity*. CABI. Publishing, Wallingford.
- Sola, A. y Gomez, J. (2013). Geografía e historia de Donostia-San Sebastián. Instituto geográfico vasco (INGEBA). Recuperado de:  
<http://www.ingeba.org/index.htm>
- ULPGC (2019). Prueba de Bondad de Ajuste de Kolmogorov-Smirnov (KS). Universidad de las Palmas de Gran Canaria. Recuperado de:  
[https://www2.ulpgc.es/hege/almacen/download/5/5015/Complemento\\_3\\_Prueba\\_de\\_Bondad\\_de\\_Ajuste\\_de\\_Kolmogorov\\_Smirnov.pdf](https://www2.ulpgc.es/hege/almacen/download/5/5015/Complemento_3_Prueba_de_Bondad_de_Ajuste_de_Kolmogorov_Smirnov.pdf)

- Urzainki, A. (2008). Igeldo, un observatorio meteorológico para el golfo de Bizkaia. Universidad de Deusto. Recuperado de:  
<http://www.divulgameteo.es/uploads/Igeldo-Bizkaia.pdf>
- Xu, Z.X., Takeuchi, K. y Ishidaira, H. (2003). Monotonic trend and step changes in Japanese precipitation. *Journal of Hydrology*, 279: 144-150.



# **ANEXO 1**

## **EJEMPLO DE APLICACIÓN DEL TEST DE MANN – KENDALL PARA EL ANÁLISIS DE TENDENCIAS**

Los tests descritos en Apartado 3.3.3, se han aplicado a las series de precipitaciones máximas acumuladas en 10 minutos, 30 minutos, 1 hora, 2 horas, 6 horas, 12 horas y 24 horas de cada año a partir de un programa que da directamente los resultados. En este anexo lo que se pretende es realizar un ejemplo a partir del Test de Mann – Kendall para el estudio de tendencias. Se ha decidido hacer de este test ya que se emplea fundamentalmente en estudios de tendencias de variables hidrológicas y porque es un test muy usado.

### Aplicación del Test de Mann – Kendall para el estudio de tendencias

Los pasos a seguir para obtener resultados manualmente son los siguientes a partir de este test son los siguientes:

- 1) Obtener la serie en la que se va a aplicar el test.

La serie en la que se va a aplicar el test de Mann - Kendall manualmente es una serie de precipitaciones máximas acumuladas en 10 minutos de cada año en 88 años (cubre el periodo de 1927 – 2014). En la Tabla 21 se muestran los valores de la serie.

Serie de precipitaciones máximas acumuladas en 10 minutos de cada año entre 1927 - 2014															
1	6	12	5,5	23	10,6	34	8,6	45	13,5	56	8,2	67	11,2	78	10,4
2	7,2	13	7,2	24	10,1	35	9,9	46	5,5	57	10,5	68	19,9	79	6,4
3	10,2	14	10,5	25	3,9	36	5,2	47	11	58	11,4	69	12,2	80	11,8
4	9,4	15	11,6	26	13	37	14,2	48	5,8	59	20,3	70	10,2	81	12,2
5	8,4	16	19,6	27	9,3	38	26,2	49	5,3	60	7,3	71	23,9	82	7
6	14,8	17	6,9	28	10,1	39	7,7	50	8,9	61	11,2	72	7,8	83	10,6
7	14,3	18	6	29	13,4	40	8,1	51	7,2	62	5,8	73	8,8	84	7,4
8	11,6	19	7,7	30	6,8	41	6,9	52	9,5	63	14,8	74	9,2	85	6,8
9	13,1	20	6,5	31	4,2	42	11,7	53	5,8	64	10	75	6,6	86	9
10	14,1	21	12,1	32	7,5	43	9,4	54	7,5	65	13,4	76	11,2	87	8,6
11	8,7	22	7,7	33	6,8	44	18,6	55	7,6	66	10,6	77	17,8	88	8,4

**Tabla 20.** Serie de precipitaciones máximas acumuladas en 10 minutos de cada año en 88 años.

Es muy importante que los datos de la serie se encuentren ordenados por años, en este caso van ordenados de 1927 a 2014. En ningún momento se debe alterar la serie ya que el análisis de tendencias por el Test de Mann – Kendall no sería válido.

- 2) Conocer los criterios del test.

El test de Mann – Kendall es un test no paramétrico (se puede aplicar en cualquier tipo de serie) que se utiliza para hacer un análisis de tendencias en series de datos de variables hidrológicas fundamentalmente. En nuestro caso la serie a estudiar es una serie de precipitaciones. La hipótesis del test es la siguiente:

- Hipótesis nula de  $H_0$ : se estima que la muestra es independiente e idénticamente distribuida (no existe tendencia).
- Hipótesis alternativa  $H_1$ : estima que existe una tendencia monótona en los datos.

Una vez que se conocen las características del test se procede al cálculo del mismo.

- 3) Cálculo del estadístico  $S$ :



Para calcular el estadístico  $S$ , aplicamos las Ecuaciones 42 y 43, presentadas en el Apartado 3.3.3, Test de Mann – Kendall. Al ser una ecuación muy extensa no se va a representar en este anexo, pero si parte de los datos que hay que introducir y que se indican en la Tabla 21.

$(x_j - x_i)$	$i = 1$	$i = 2$	$i = 3$	...	$i = 87$
$j = 2$	1,2	-	-	-	-
$j = 3$	4,2	3	-	-	-
$j = 4$	3,4	2,2	-0,8	-	-
...	...	...	...	...	...
$j = 88$	2,4	1,2	-1,8	...	-0,2

**Tabla 21.** Valores para  $x_j$  y  $x_i$  a partir de la serie de máximas acumuladas en 10 minutos de cada año en el periodo 1927 – 2014.

Tras aplicar las ecuaciones del estadístico  $S$ , se ha obtenido que:

$$S=128$$

Como  $S$  tiene valor positivo, la tendencia es creciente.

$$S (+) \rightarrow \text{Tendencia } \uparrow$$

4) Calcular la media, varianza y desviación típica del estadístico  $S$ .

Cuando el número de datos de la serie  $N \geq 8$ , el estadístico  $S$  está aproximadamente normalmente distribuido. En este caso como  $N=88$ , se supone que el estadístico está normalmente distribuido y calculamos la media, varianza y desviación típica.

Antes de aplicar las ecuaciones, se debe conocer si la serie tiene valores repetidos. En la Tabla 22 pueden ver los vínculos que existen en la serie, es decir, las veces que se repite cada valor.

Vínculos en la serie							
Dato	nº veces	Dato	nº veces	Dato	nº veces	Dato	nº veces
3,9	1	7,5	2	9,9	1	13,1	1
4,2	1	7,6	1	10	1	13,4	2
5,2	1	7,7	3	10,1	2	13,5	1
5,3	1	7,8	1	10,2	2	14,1	1
5,5	2	8,1	1	10,4	1	14,2	1
5,8	3	8,2	1	10,5	2	14,3	1
6	2	8,4	2	10,6	3	14,8	2
6,4	1	8,6	2	11	1	17,8	1
6,5	1	8,7	1	11,2	3	18,6	1
6,6	1	8,8	1	11,4	1	19,6	1
6,8	3	8,9	1	11,6	2	19,9	1
6,9	2	9	1	11,7	1	20,3	1
7	1	9,2	1	11,8	1	23,9	1
7,2	3	9,3	1	12,1	1	26,2	1
7,3	1	9,4	2	12,2	2		
7,4	1	9,5	1	13	1		

**Tabla 22.** Número de veces que se repite cada dato en la serie.

Una vez comprobado que hay datos repetidos se aplican las Ecuaciones 47 y 48.

Para calcular la varianza (Ecuación 47), antes se deben conocer los siguientes datos:

- Valor de  $n$  (número de grupos con valores repetidos 2 o más veces): en la Tabla 23, podemos ver que el número de valores repetidos son 20.
- $t_m$  : número de valores iguales en el mismo grupo  $n$ . Representado en la Tabla 24.
- $m$  : valor de la precipitación perteneciente al grupo  $n$ . Representado en la Tabla 24.

<b>n</b>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
<b>tm</b>	2	3	2	3	2	3	2	3	2	2	2	2	2	2	3	3	2	2	2	2
<b>m</b>	5,5	5,8	6	6,8	6,9	7,2	7,5	7,7	8,4	8,6	9,4	10,1	10,2	10,5	10,6	11,2	11,6	12,2	13,4	14,8

**Tabla 23.** Relación entre  $n$ ,  $t_m$  y  $m$ .

Conocidos los valores se calcula la varianza (Ecuación 47) y la desviación típica (Ecuación 48).

$$\text{Varianza} \quad \sigma^2(S) = 76.949,33$$

$$\text{Desviación típica} \quad \sigma(S) = \sqrt{\sigma^2(S)} = 277,40$$

5) Calcular el estadístico tipificado,  $Z$ .

El estadístico del test  $Z$  es una forma de comparar la hipótesis nula y la hipótesis alternativa, siendo  $Z$  un valor número calculado a partir de la serie de datos.

Si  $N > 10$  (en nuestro caso  $N=88$ ) el estadístico  $Z$  sigue una distribución normal tipificada de media cero ( $\mu=0$ ) y varianza unidad ( $\sigma^2=1$ ). El estadístico  $Z$  se usa para detectar la existencia de tendencias significativas.

Teniendo en cuenta la Ecuación 49 y sabiendo que  $S=128$  es mayor que 0, se calcula el estadístico tipificado  $Z$ .

$$Z = \frac{S - 1}{\sigma} = \frac{128 - 1}{277,40} = 0,46$$

Como  $Z$  es mayor que 0, la tendencia es creciente.

$$Z > 0 \rightarrow \text{Tendencia } \uparrow$$

Una vez que se ha calculado el valor del estadístico tipificado  $Z$ , se puede concluir lo siguiente:

Si  $|Z| < Z_{(1-\alpha/2)}$ , (donde  $Z_{(1-\alpha/2)}$  es el valor crítico de  $Z$  según la distribución normal tipificada para un nivel de significancia  $\alpha$ ), no se rechaza la hipótesis nula. Por lo tanto:

$$\text{Para } \alpha=0,05 \rightarrow Z_{(1-\alpha/2)}=1,9604$$

$$|Z| = 0,46 < Z_{(1-\alpha/2)} = 1,9604$$

No se rechaza la hipótesis nula  $H_0$ , y la serie no muestra tendencias entre 1927 – 2014.