

UNIVERSITAT POLITÈCNICA DE VALÈNCIA

DEPARTAMENTO DE INGENIERÍA HIDRÁULICA Y MEDIO AMBIENTE
PROGRAMA DE DOCTORADO EN INGENIERÍA DEL AGUA Y MEDIOAMBIENTAL



TESIS DOCTORAL

ANÁLISIS ESTADÍSTICO Y MODELACIÓN DEL RÉGIMEN DE LAS CRECIDAS EN RÍOS DE LA ESPAÑA PENINSULAR EN UN CONTEXTO NO ESTACIONARIO

Autor:
Jesús López de la Cruz

Director:
Dr. Félix Francés García

“Un ser inteligente que en un instante dado conociera todas las fuerzas que animan la Naturaleza y las posiciones de los seres que la forman, y que fuera lo suficientemente inmenso como para poder analizar dichos datos, podría condensar en una única fórmula el movimiento de los objetos más grandes del universo y de los átomos más ligeros: nada sería incierto para dicho ser; y tanto el futuro como el pasado estarían presentes antes sus ojos”

Laplace, Philosophical essays on probabilities

AGRADECIMIENTOS

Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología de México (CONACYT), por el financiamiento brindado, sin el cual no hubiera sido posible el continuar con mis estudios de doctorado y el poder llevar a cabo esta investigación.

Al director de tesis, Félix Francés García, por su orientación y sus siempre adecuados comentarios.

A mis padres, por su ejemplo, y su apoyo a la distancia.

A Maura, mi mujer, por su apoyo en los buenos y malos ratos, por su paciencia conmigo en este tiempo y su amor.

A mis hermanos y sobrina, por estar siempre pendientes y su apoyo a pesar de la distancia

A todos y cada uno de los compañeros del Grupo de Investigación de Modelación Hidrológica y Ambiental (GIMHA), con los cuales en estos últimos años he compartido momentos agradables.

DEDICATORIA

A mis padres:

Filomena y Jesús

A mi esposa:

Maura

A mis hermanos y sobrina:

Estefanía, José y Sandra

A la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, mi alma máter:

“Cuna de héroes, crisol de pensadores”

A la Universidad Nacional Autónoma de México:

“Por mi raza hablará el espíritu”

RESUMEN

En la última década, un tema que se ha colocado a la vanguardia en la Hidrología es la necesidad de no continuar asumiendo la hipótesis de estacionaridad en el estudio de las componentes del Ciclo Hidrológico. Esto ante las evidencias en la intensificación de las actividades humanas, los forzamientos de la variabilidad climática natural y el cambio climático. De hecho en la comunidad científica existe un consenso en cuanto a que la hipótesis de estacionaridad en el Ciclo Hidrológico se encuentra comprometida. Así, ante el colapso de esta hipótesis que ha sido la piedra angular en el análisis de frecuencia de crecidas, diversos investigadores se han pronunciado en el sentido de la apremiante necesidad de proponer ideas y métodos alternativos adecuados para enfrentar la tarea del diseño hidrológico en un contexto de cambios de origen climático y antropogénico. Es por ello ante el cambio de paradigma de no continuar asumiendo un mundo estacionario que este trabajo tiene como objetivo el tratar de contribuir al estudio del análisis de frecuencia de crecidas bajo condiciones de no estacionaridad. Para ello, hemos hecho intervenir los efectos de variabilidad climática y de cambios inducidos por el hombre a través de los embalses. Nuestro interés de aplicación se enfoca particularmente en los regímenes de crecidas en ríos de la España peninsular.

El estudio comienza con una revisión bibliográfica de dos temas: la influencia de los fenómenos de macroescala en las variables hidrológicas y el estado actual del análisis de frecuencia de crecidas. Posteriormente, se presenta la descripción de la zona de estudio y un análisis exploratorio de la información, donde se identifican los tipos de regímenes de crecidas dominantes en las estaciones de aforo de estudio y se introduce un índice de embalse propuesto para identificar el impacto de los embalses en aquellos sitios bajo régimen alterado. El análisis mostró el importante peso que ejercen las precipitaciones invernales en los regímenes de crecidas en un importante porcentaje de las estaciones de aforo, permitiéndonos vislumbrar el potencial de los patrones de variabilidad de baja frecuencia (los cuales están asociados a estas precipitaciones) como covariables en la modelación estadística de las crecidas.

En la segunda parte de esta tesis, se comprueba la hipótesis de estacionaridad en los regímenes de crecidas a diferentes escalas de tiempo a través de diversos test estadísticos. Se observó que las series temporales de crecidas presentan importantes desviaciones del supuesto de estacionaridad. Así mismo, en este análisis se identificó el importante papel que los patrones de variabilidad de baja frecuencia y los embalses juegan en explicar los cambios observados en los momentos estadísticos de las series de crecidas (media y varianza).

En la tercera parte, se estudia la teleconexión entre el régimen de crecidas y los patrones de variabilidad de baja frecuencia desde dos enfoques: análisis de correlación y análisis *wavelet*. Los resultados obtenidos mostraron que la variabilidad interanual de los regímenes de crecidas en la España peninsular está fuertemente influenciada por los patrones de baja frecuencia de la AO, la NAO y la MO, mientras que una menor influencia es la que se observó en los resultados obtenidos con la WeMO la cual exhibió ejercer una cierta influencia fundamentalmente con estaciones de aforo en la cabecera de la confederación del Ebro y la región Norte. En el ámbito de las frecuencias se pudo

corroborar también que las variaciones climáticas modulan de manera significativa la evolución de las fluctuaciones en los regímenes de crecidas, siendo en periodos interanuales en los cuales se distingue que las series covarían en la misma frecuencia en el tiempo. Lo anterior demostró que la intensidad de las fluctuaciones en los regímenes de crecidas puede explicarse por los cambios en los patrones de variabilidad. En cuanto a la extensión espacial en la influencia de los patrones de baja frecuencia, fue evidente que la sensibilidad en la respuesta de los ríos presentó una alta variabilidad en el espacio, lo cual reflejó los efectos de la compleja orografía y las características morfológicas de cada cuenca. Se observó también que el efecto perturbador de los embalses dificulta el poder establecer una relación entre el clima y las crecidas, como se pudo observar en aquellos sitios que experimentan un alto grado de regulación. En general, la mayor influencia de los patrones de baja frecuencia en los regímenes de crecidas se identificó en las regiones Central y Norte, disminuyendo está hacia la región Mediterránea. En lo que respecta a la evaluación de la influencia del fenómeno ENSO en los regímenes de crecidas en la España peninsular, nuestros resultados no permiten establecer una influencia significativa, no obstante, se puede identificar que la influencia estaría vinculada a la intensidad de los eventos.

La modelación del régimen de crecidas bajo condiciones de no estacionaridad fue abordada a partir de las series temporales de caudales máximos medios diarios anuales y de caudales máximos medios diarios por encima de un umbral en 20 casos de estudio. Los modelos implementados fueron básicamente de dos tipos: modelos con incorporación de tendencias temporales y modelos con incorporación de covariables externas (en nuestro caso los índices de las variables macroclimáticas y el índice de embalse). La implementación de los modelos con incorporación de tendencias temporales en la modelación de las crecidas anuales, exhibieron la clara presencia de no estacionaridad en los regímenes de crecidas en la España peninsular. Por otro lado, en la modelación de los eventos de crecida por encima de un umbral se observó que la tasa de ocurrencia de los eventos constituye un proceso no homogéneo de Poisson, mostrando que la tasa de ocurrencia presenta una fuerte dependencia del tiempo. Las aproximaciones de modelos no estacionarios con la incorporación de forzamientos externos como covariables explicativas, revelaron la factibilidad de los índices de las variables macroclimáticas y el índice de embalse en la adecuada caracterización de las no estacionaridades en la modelación de los regímenes de las crecidas anuales, así como de la tasa de ocurrencia de las crecidas por encima de un umbral. Además resultó evidente la mejora en la descripción más adecuada de la variabilidad interanual del régimen de crecidas incorporando covariables externas, respecto de los resultados con la incorporación de tendencias temporales. Un punto a destacar es el empleo de los cubic splines, donde la incorporación de términos de suavizado nos permitió modelar las no linealidades en la dependencia de los parámetros de las distribuciones paramétricas respecto de las covariables, sin embargo, es importante notar que estos modelos que proporcionaron un mejor ajuste y flexibilidad tendieron a sobreparametrizarse y son altamente sensibles a los cambios en la evolución de las variables de predicción.

Los resultados del análisis de frecuencias con los modelos bajo condiciones no estacionarias, mostraron que para las crecidas máximas anuales con una probabilidad anual de excedencia de 0.01 (correspondiente al cuantil para un periodo de retorno de 100 años bajo condiciones estacionarias), las variaciones que se obtienen son dramáticas, presentándose amplios periodos en que los valores del cuantil de crecida son superiores a

los estimados bajo condiciones estacionarias. Estos resultados en la práctica hidrológica tienen efectos de gran calado, ya que ponen en evidencia que las simplificaciones que hemos estado asumiendo en el estudio de la frecuencia de crecidas nos pueden llevar a asumir un riesgo mayor del establecido en el diseño de obras hidráulicas. Lo cual sin duda nos lleva a plantear la necesidad de emplear más arduamente modelos alternativos al análisis de frecuencias clásico, que nos permitan asumir la dinámica de la naturaleza. Finalmente, es importante mencionar que el asumir un mundo no estacionario supondrá una redefinición de los conceptos de periodo de retorno y riesgo, que en modelación estacionaria tienen sentido, pero que en modelación no estacionaria - donde la probabilidad cambia año a año - pierden sentido.

Palabras clave: análisis de frecuencia de crecidas / España peninsular / estacionaridad / patrones de variabilidad climática de baja frecuencia / índice de embalse / GAMLSS.

RESUM

En l'última dècada, un tema que s'ha col•locat en l'avantguarda de la Hidrologia és la necessitat de no continuar assumint la hipòtesi de l'estacionaritat en l'estudi de les components del cicle hidrològic. Això davant les evidències en la intensificació de les activitats humanes, els forçaments de la variabilitat climàtica natural i el canvi climàtic. De fet, en la comunitat científica hi ha consens quant al fet que la hipòtesi de l'estacionaritat en el cicle hidrològic es troba compromesa. Així, davant el col•lapse d'aquesta hipòtesi, que ha sigut la pedra angular en l'anàlisi de freqüència de les crescudes, diversos investigadors s'han pronunciat en el sentit de la necessitat urgent de proposar idees i mètodes alternatius adequats per a enfrontar la tasca del disseny hidrològic en un context de canvis d'origen climàtic i antropogènic. És per això –davant el canvi de paradigma de no continuar assumint un món estacionari– que aquest treball té com a objectiu tractar de contribuir a l'estudi de l'anàlisi de freqüència de les crescudes sota condicions de no-estacionaritat. Amb aquesta finalitat, hem fet intervenir els efectes de la variabilitat climàtica i de canvis induïts per l'home a través dels embassaments. El nostre interès s'enfoca particularment en l'aplicació als règims de crescudes en rius de l'Espanya peninsular.

L'estudi comença amb una revisió bibliogràfica de dos temes: la influència dels fenòmens de macroescala en les variables hidrològiques i l'estat actual de l'anàlisi de freqüència de les crescudes. Posteriorment, es presenta la descripció de la zona d'estudi i una anàlisi exploratòria de la informació, on s'identifiquen els tipus de règims de crescudes dominants en les estacions d'aforament de l'estudi i s'introdueix un índex d'embassament proposat per a identificar l'impacte dels embassaments en aquells llocs amb el règim alterat. L'anàlisi va mostrar l'important pes que exerceixen les precipitacions hivernals en els règims de crescudes en un important percentatge de les estacions d'aforament, que ens permeten albirar el potencial dels patrons de variabilitat de baixa freqüència (que estan associats a aquestes precipitacions) com a covariables en el modelatge estadístic de les crescudes.

En la segona part d'aquesta tesi, es comprova la hipòtesi de l'estacionaritat en els règims de crescudes a diferents escales de temps a través de diversos test estadístics. Es va observar que les sèries temporals de crescudes presenten importants desviacions del supòsit d'estacionaritat. Així mateix, en aquesta anàlisi es va identificar l'important paper que els patrons de variabilitat de baixa freqüència i els embassaments juguen per a explicar els canvis observats en els moments estadístics de les sèries de crescudes (mitjana i variància).

En la tercera part, s'estudia la teleconnexió entre el règim de crescudes i els patrons de variabilitat de baixa freqüència, des de dos enfocaments: anàlisi de correlació i anàlisi d'ondeta. Els resultats obtinguts van mostrar que la variabilitat interanual dels règims de crescudes a l'Espanya peninsular està fortament influenciada pels patrons de baixa freqüència de l'AO, la NAO i la MO, mentre que una menor influència és la que es va observar en els resultats obtinguts amb la WeMO la qual va exhibir exercir una certa influència, fonamentalment amb estacions d'aforament en la capçalera de la confederació de l'Ebre i la regió nord. En l'àmbit de les freqüències es va poder corroborar també que

les variacions climàtiques modulen de manera significativa l'evolució de les fluctuacions en els règims de crescudes, sent en períodes interanuals en els quals es distingeix que les sèries covarien en la mateixa freqüència en el temps. L'anterior va demostrar que la intensitat de les fluctuacions en els règims de crescudes pot explicar-se pels canvis en els patrons de variabilitat. Quant a l'extensió espacial en la influència dels patrons de baixa freqüència, va ser evident que la sensibilitat en la resposta dels rius va presentar una alta variabilitat en l'espai, la qual cosa reflecteix els efectes de la complexa orografia i les característiques morfològiques de cada conca. Es va observar també que l'efecte pertorbador dels embassaments dificulta poder establir una relació entre el clima i les crescudes, com es va poder observar en aquells llocs que experimenten un alt grau de regulació. En general, la major influència dels patrons de baixa freqüència en els règims de crescudes es va identificar en les regions central i nord, disminuït està cap a la regió Mediterrània. Pel que fa a l'avaluació de la influència del fenomen ENSO en els règims de crescudes a l'Espanya peninsular, els nostres resultats no permeten establir-hi una influència significativa, no obstant això, es pot identificar que la influència estaria vinculada a la intensitat dels esdeveniments.

El modelatge del règim de crescudes sota condicions de no-estacionarietat va ser abordat a partir de les sèries temporals de cabals màxims mitjans diaris anuals i de cabals màxims mitjans diaris per damunt d'un llindar en 20 casos d'estudi. Els models implementats van ser bàsicament de dos tipus: models amb incorporació de tendències temporals i models amb incorporació de covariables externes (en el nostre cas, els índexs de les variables macroclimàtiques i l'índex d'embassament). La implementació dels models amb incorporació de tendències temporals en el modelatge de les crescudes anuals, va exhibir la clara presència de la no-estacionarietat en els règims de crescudes a l'Espanya peninsular. D'altra banda, en el modelatge dels esdeveniments de crescudes per damunt d'un llindar es va observar que la taxa d'ocurrència dels esdeveniments constitueix un procés no homogeni de Poisson, que mostra que la taxa d'ocurrència presenta una forta dependència del temps. Les aproximacions de models no estacionaris amb la incorporació de forçaments externs com a covariables explicatives, van revelar la factibilitat dels índexs de les variables macroclimàtiques i l'índex d'embassament en l'adequada caracterització de les no estacionàries en el modelatge dels règims de les crescudes anuals, així com de la taxa d'ocurrència de les crescudes per damunt d'un llindar. A més, va resultar evident la millora en la descripció més adequada de la variabilitat interanual del règim de crescudes amb la incorporació de covariables externes, respecte dels resultats amb la incorporació de tendències temporals. Un punt a destacar és l'ús dels splines cúbics, on la incorporació de termes de suavització ens va permetre modelitzar les no-linealitats en la dependència dels paràmetres de les distribucions paramètriques respecte de les covariables; no obstant això, és important observar que aquests models que van proporcionar un millor ajust i flexibilitat van tendir a sobreparametritzar-se i són altament sensibles als canvis en l'evolució de les variables de predicció.

Els resultats de l'anàlisi de freqüències amb els models sota condicions no estacionàries van mostrar que per a les crescudes màximes anuals amb una probabilitat anual d'excedència de 0,01 (corresponent al quantil per a un període de retorn de 100 anys sota condicions estacionàries), les variacions que s'obtenen són dramàtiques, es presenten amplis períodes en què els valors del quantil de crescuda són superiors als calculats sota condicions estacionàries. Aquests resultats en la pràctica hidrològica tenen efectes de gran importància, ja que posen en evidència que les simplificacions que hem estat

assumint en l'estudi de la freqüència de les crescudes ens poden portar a assumir un risc major de l'establert en el disseny d'obres hidràuliques. La qual cosa, sens dubte, ens porta a plantejar la necessitat d'emprar més àrduament models alternatius a l'anàlisi de freqüències clàssic, que ens permeten assumir la dinàmica de la naturalesa. Finalment, és important esmentar que assumir un món no estacionari suposa una redefinició dels conceptes de període de retorn i risc, que en modelatge estacionari tenen sentit, però que en modelatge no estacionari –on la probabilitat canvia any rere any– perden sentit.

Paraules clau: anàlisi de freqüència de crescudes / Espanya peninsular / estacionaritat / patrons de variabilitat climàtica de baixa freqüència / índex d'embassament / GAMLSS.

ABSTRACT

In the last decade, a topic that has been placed at the forefront in Hydrology is the need not continue to assume the stationarity hypothesis in the study of the components of the hydrological cycle. This due the evidences of intensification of human activities, natural climate variability and climate change. In fact, in the scientific community there is a consensus that the assumption of stationarity in the Hydrological Cycle is compromised. Thus, in the light of the collapse of stationarity hypothesis which has been the cornerstone in the flood frequency analysis, various researchers have been expressed in the sense of the urgent need to propose ideas and alternative methods suitable to deal the task of hydrologic design in the context of climate and anthropogenic changes. Consequently, in response to the paradigm shift of not to continue assuming a stationary world this work aims to try to contribute to the study of flood frequency analysis under non-stationarity conditions. To do this, the effects of climate variability and human-induced changes through the reservoirs had been involved. Our interest focuses particularly on flood regimes in rivers of peninsular Spain.

The study begins with a literature review of two issues: the influence of macroscale phenomena in hydrological variables and the current state of flood frequency analysis. Subsequently, there is a description of the study area and an exploratory analysis of the information, which identifies the dominant types of flood regimes in the study gauging stations and introduces a proposed reservoir index to identify the impact of reservoirs in sites under the altered regime. The analysis showed the important role exerted by the winter precipitation in flood regimes in a significant percentage of gauging stations, allowing us to glimpse the potential of low-frequency circulation patterns (which are associated with these rainfall) as covariates in statistical modelling of floods.

In the second part of this thesis, it tests the hypothesis of stationarity in flood regimes at different time scales through various statistical tests. It was noted that the flood records exhibit significant deviations from the stationarity hypothesis. Furthermore, this analysis also identified the important role that patterns of low-frequency variability and reservoirs play in explaining the observed changes in statistical moments of the flood time series (mean and variance).

In the third part, we study the teleconnection between the flood regime and patterns of low-frequency variability from two approaches: correlation analysis and *wavelet* analysis. The results showed that the interannual variability of flood regimes in peninsular Spain is strongly influenced by the low-frequency circulation patterns of the AO, NAO and MO, while less influence is the identified with the WeMO which was observed mainly with gauging stations located in headwater basins of the confederation of the Ebro and the North. In the field of frequencies it was corroborated that climate variations significantly modulate the evolution of fluctuations in flood regimes, being interannual periods in which was observed that climatic and hydrological time series covary in the same frequency in time. This showed that the intensity of fluctuations in flood systems can be explained by changes in the fluctuation patterns. This showed that the intensity of fluctuations in flood systems can be explained by changes in the low-frequency circulation patterns. As to the spatial extent of the influence of low-frequency patterns, it

was evident that the response sensitivity of rivers showed high variability in the space, which reflects the complex orographic and morphological characteristics of each basin. It was also observed that the disturbing effect of dams make it difficult to establish a relationship between climate and floods, as has been observed in sites that experience a high degree of regulation. In general the greater influence of low frequency patterns on flood regimes was identified in the Central and North regions, decreasing it towards the Mediterranean region. With respect to the evaluation of the ENSO influence on flood regimes in peninsular Spain, our results do not enable conclusions about a strong influence, however, can be identified that the influence of ENSO events could be linked to the intensity of the events.

The modeling of the flood regime under nonstationarity conditions was addressed from the time series of averages daily peak flows and average daily mean flows above a threshold in 20 case studies. The implemented models were basically of two types: models incorporating temporal trends and models incorporating external covariates (in our case indices of the low-frequency circulations patterns and reservoir index). The results of the first approach, in which the parameters of the selected distributions were modelled as a function of time only, show the presence of clear non-stationarities in the flood regime in Peninsular Spain. Furthermore, it was observed in modelling of flood events above a threshold that the rate of occurrence of the events is a non-homogeneous Poisson process, showing that the occurrence rate is strongly dependent on the time. The approaches of non-stationary models with the addition of external forcings as explanatory covariates, revealed the feasibility of the climate indices and reservoir index in the proper characterization of non-stationarities in modelling the annual flood regimes, as well as the rate of occurrence of floods above a threshold. In addition, the results highlighted the improvement in the most appropriate description of the interannual variability of flood regime incorporating external covariates, with respect to the incorporation of temporal trends. A point to noted is the use of cubic splines, the addition of smoothing terms allowed us to identifying nonlinear dependence in modelling the parameters of parametric distributions on covariates, however, these types of models that provide a good fit and flexibility tend to over-parameterise when optimizing the degree of freedom and are highly sensitive to changes in the evolution of predictive variables.

The frequency analysis results with the models under nonstationary conditions showed that, for an annual maximum floods with 0.01 annual exceedance probability of exceedance (corresponding to the return period of 100 years under stationary conditions), the variations obtained are dramatic, with extended periods in which the flood quantile values are much higher than the estimates under stationary conditions. These results have far-reaching effects in hydrological practice and are evidence that the traditional stationary simplification we have accepted in past studies of flood frequency could lead us to assume greater risks in hydraulic design than intended. This raises the need to use alternative models that assume the dynamics of nature instead of continuing on with the classic flood frequency analysis. Finally, it is important to mentioning that in a non-stationary world, it is necessary to redefine the concepts of return period and risk reflective of the fact that probability density function changes over time.

Key words: flood frequency analysis / peninsular Spain / stationarity / low-frequency circulation patterns / reservoir index / GAMLSS

CONTENIDO GENERAL

CAPÍTULO 1

INTRODUCCIÓN	- 1 -
1.1 Contexto	- 1 -
1.1.1 La hipótesis de estacionaridad	- 3 -
1.1.2 El análisis de frecuencia de crecidas con enfoque no estacionario	- 5 -
1.1.3 La variabilidad climática de baja frecuencia en las variables hidrológicas	- 7 -
1.2 Motivación de la investigación	- 9 -
1.3 Alcance	- 10 -
1.4 Objetivo principal	- 11 -
1.5 Contenido y estructura de la tesis	- 11 -

CAPÍTULO 2

FENÓMENOS DE MACROESCALA Y SU INFLUENCIA EN LAS VARIABLES HIDROLÓGICAS- 13 -	
2.1 Las escalas climáticas	- 13 -
2.1.1 Escala de tormenta	- 14 -
2.1.2 Mesoescala	- 14 -
2.1.3 Escala sinóptica	- 14 -
2.1.4 Macroescala	- 14 -
2.2 Fenómenos de macroescala	- 15 -
2.2.1 Descripción general de los fenómenos de macroescala seleccionados para el estudio	- 16 -
2.2.2 Oscilación del Atlántico Norte	- 17 -
2.2.3 Oscilación Ártica	- 18 -
2.2.4 Oscilación del Mediterráneo	- 19 -
2.2.5 Oscilación del Mediterráneo Occidental	- 19 -
2.2.6 Fenómeno ENSO	- 20 -
2.3 Efectos del ENSO a nivel mundial	- 22 -
2.4 Fenómenos de macroescala que afectan Europa	- 23 -
2.5 Fenómenos de macroescala influyentes en la hidroclimatología Ibérica	- 25 -
2.5.1 Influencia de la NAO	- 25 -
2.5.2 Influencia de otros patrones de baja frecuencia	- 27 -
2.6 Fenómenos de macroescala y el comportamiento hidrológico de ríos en la Península Ibérica	- 29 -
2.7 Influencia de fenómenos de macroescala en los regímenes de crecidas	- 30 -
2.7.1 En el mundo	- 31 -
2.7.2 En la Península Ibérica	- 32 -
2.8 Las variables macroclimáticas como posibles herramientas de predicción en caudales	- 33 -

CAPÍTULO 3

ESTADO ACTUAL DEL ANÁLISIS DE FRECUENCIA DE CRECIDAS	- 35 -
3.1 Análisis de frecuencia	- 35 -
3.1.1 El análisis de frecuencia en Hidrología	- 36 -
3.2 Modelos estadísticos estacionarios	- 36 -
3.2.1 Esquemas en la implementación de modelos estadísticos estacionarios para el estudio de crecidas	- 37 -
3.3 Modelación no estacionaria	- 38 -
3.3.1 Modelo con distribuciones de probabilidad con componentes mixtas	- 39 -
3.3.2 Modelos de tendencias temporales en los parámetros de las distribuciones	- 40 -

3.3.3	Modelos de tendencias temporales en los momentos estadísticos de las distribuciones	43 -
3.3.4	Modelos no estacionarios en un contexto regional	- 43 -
3.3.5	Método del cuantil de regresión	- 44 -
3.3.6	Método de verosimilitud local	- 45 -
3.3.7	Modelos estocásticos	- 46 -
3.3.8	Modelos no estacionarios en un marco Bayesiano	- 47 -
3.3.9	Modelos con la combinación de modelación determinística y la incorporación de datos climáticos simulados	- 49 -
3.4	Comentarios sobre los modelos no estacionarios	- 50 -

CAPÍTULO 4

CASO DE ESTUDIO Y ANÁLISIS DE LA INFORMACIÓN		- 53 -
4.1	Descripción general de la zona de estudio	- 53 -
4.2	Los regímenes de precipitación en la España peninsular	- 54 -
4.3	División de la zona de estudio	- 55 -
4.4	Origen de las crecidas en la España peninsular	- 56 -
4.5	Análisis de la Información	- 57 -
4.5.1	Información hidrológica	- 57 -
4.5.2	Clasificación de los regímenes de crecidas	- 60 -
4.5.3	Distribución mensual de las crecidas máximas anuales	- 62 -
4.6	Normalización de las series de crecidas	- 64 -
4.7	Autocorrelación de las series de crecidas y las variables macroclimáticas	- 65 -
4.8	Impacto de los embalses en el régimen de crecidas	- 68 -

CAPÍTULO 5

ANÁLISIS DE LA ESTACIONARIDAD		- 75 -
5.1	Antecedentes	- 76 -
5.2	Métodos estadísticos	- 77 -
5.2.1	Test de Pettitt	- 78 -
5.2.2	Test de Pearson	- 79 -
5.2.3	Test de Spearman	- 79 -
5.2.4	Test de Mann-Kendall	- 80 -
5.2.5	Exponente de Hurst	- 80 -
5.3	Resultados	- 82 -
5.3.1	Análisis de rupturas	- 82 -
5.3.2	Análisis de tendencias temporales	- 87 -
5.3.3	Análisis de persistencia	- 96 -
5.4	Influencia de forzamientos de origen climático y antropogénico en el comportamiento hidrológico de ríos en la España peninsular	- 97 -
5.5	Impacto de la no estacionaridad en el estudio de crecidas con el enfoque clásico estacionario	- 101 -

CAPÍTULO 6

TELECONEXIÓN ENTRE EL RÉGIMEN DE CRECIDAS Y LAS VARIABLES MACROCLIMÁTICAS: ANÁLISIS DE CORRELACIÓN		- 105 -
6.1	Metodología	- 106 -
6.2	Métodos estadísticos	- 107 -
6.2.1	Test de Kendall Tau	- 107 -
6.2.2	Análisis de Funciones Ortogonales Empíricas	- 108 -
6.3	Resultados	- 110 -
6.3.1	Análisis de la influencia de los patrones de variabilidad climática de baja frecuencia en las crecidas mensuales	- 110 -

6.3.2	Análisis de la influencia de los patrones de variabilidad climática de baja frecuencia en las crecidas anuales	- 120 -
6.3.3	Influencia de los patrones de baja frecuencia en los meses de invierno en el régimen mensual de crecidas	- 126 -
6.3.4	Análisis de la influencia de las fases extremas en las variables macroclimáticas en los regímenes de crecidas	- 132 -
6.3.5	Análisis de Funciones Ortogonales Empíricas.....	- 136 -
6.3.6	Análisis de correlación no estacionario	- 148 -
6.4	Discusión de resultados.....	- 150 -

CAPÍTULO 7

TELECONEXIÓN ENTRE EL RÉGIMEN DE CRECIDAS Y LAS VARIABLES MACROCLIMÁTICAS:

ANÁLISIS WAVELET	- 155 -
7.1 Metodología del análisis <i>wavelet</i>	- 155 -
7.1.1 Antecedentes históricos de la transformada <i>wavelet</i>	- 155 -
7.1.2 Teoría de <i>wavelets</i>	- 156 -
7.1.3 Definición de <i>wavelets</i>	- 157 -
7.1.4 Transformada <i>wavelet</i> continua.....	- 157 -
7.2 Resultados	- 161 -
7.2.1 Análisis de los espectros de potencia <i>wavelet</i>	- 161 -
7.2.2 Análisis de los espectros cruzados <i>wavelet</i> y coherencia <i>wavelet</i>	- 167 -
7.3 Discusión de resultados.....	- 182 -

CAPÍTULO 8

MODELACIÓN NO ESTACIONARIA DE LOS RÉGIMENES DE CRECIDAS

MODELACIÓN NO ESTACIONARIA DE LOS RÉGIMENES DE CRECIDAS	- 185 -
8.1 Modelos aditivos generalizados en localización, escala y forma (GAMLSS)	- 186 -
8.1.1 Descripción de los GAMLSS	- 186 -
8.1.2 Distribuciones y términos aditivos.....	- 189 -
8.2 Alternativas de modelos	- 193 -
8.3 Casos de estudio	- 194 -
8.4 Implementación de los modelos en GAMLSS para las series de crecidas anuales.....	- 195 -
8.4.1 Modelo 0 (modelo estacionario).....	- 195 -
8.4.2 Modelo 1 (modelo de tendencia).....	- 196 -
8.4.3 Modelo 2 (modelo de covariables invernales)	- 201 -
8.4.4 Modelo 3 (modelo de componentes principales).....	- 206 -
8.4.5 Modelo 4 (modelo de covariables con rezago en la dependencia).....	- 211 -
8.5 Comparación entre los modelos estacionarios y no estacionarios	- 216 -
8.5.1 Comparación con observaciones	- 216 -
8.5.2 Comparación de cuantiles	- 219 -
8.5.3 Los modelos no estacionarios como herramientas predictivas.....	- 221 -
8.6 Modelación no estacionaria de los eventos de crecidas sobre un umbral	- 223 -
8.6.1 Análisis preliminar.....	- 224 -
8.6.2 Implementación de un modelo de regresión de Poisson en GAMLSS.....	- 227 -
8.6.3 Impacto de la variabilidad climática y los embalses en la frecuencia anual de las crecidas.....	- 230 -
8.7 Discusión de resultados.....	- 233 -

CAPÍTULO 9

CONCLUSIONES Y FUTURAS LÍNEAS DE INVESTIGACIÓN.....

CONCLUSIONES Y FUTURAS LÍNEAS DE INVESTIGACIÓN.....	- 237 -
9.1 Conclusiones.....	- 237 -
9.2 Líneas de investigación futuras	- 244 -

REFERENCIAS.....	- 245 -
ANEJO A	- 261 -
ANEJO B.....	- 263 -

Capítulo 1

INTRODUCCIÓN

1.1 Contexto

Sin duda uno de los fenómenos naturales de importante interés por su impacto en los ámbitos social, ambiental y económico, son las crecidas. De una forma simple, las crecidas pueden ser definidas como aquellos eventos en los que se presenta el aumento del caudal en un río. Usualmente, las crecidas son caracterizadas por tres factores: el caudal pico, el nivel del agua alcanzado durante la crecida y la duración de la crecida. En los estudios de crecidas, el caudal pico es la característica que habitualmente tiene el rol principal.

En cuanto a los daños que puede ocasionar una crecida estos son innumerables, ya que en función de su magnitud estas pueden producir inundaciones en el valle por donde discurre. Es por ello, debido a la vital importancia de mejorar el entendimiento de las crecidas, que diversos investigadores han planteado su estudio como una de las principales líneas de investigación en la Hidrología (Shaleen y Upmanu, 2001; Kidson y Richards, 2005). Es importante apuntar como ya ha sido sugerido por numerosos investigadores que un pobre entendimiento de las crecidas se traduce en la construcción de infraestructura hidráulica sobredimensionada, y en otros casos lleva a un incremento en los daños y hasta a la innecesaria pérdida de vidas (Francés, 1998). Por otro lado, una mayor información de las crecidas nos permitirá proporcionar, a los encargados de la planeación y diseño de la infraestructura hidráulica, elementos que contribuirán directamente a la atenuación de los daños.

En lo que concierne a la obtención de las crecidas a utilizar, ya sea en el diseño de obras hidráulicas o en la planificación, métodos hidrológicos y métodos estadísticos son los más empleados (Ferrer, 1993). Los primeros consisten en determinar la crecida generada por la cuenca con unas determinadas condiciones de escurrimiento ante una tormenta definida con anterioridad. Estos métodos utilizan modelos hidrológicos para simular el proceso lluvia-escurrimiento. Por otra parte los métodos estadísticos consisten en

la estimación de la curva de frecuencia de los caudales máximos (Ferrer, 1993). Estos métodos utilizan los datos locales o regionales para establecer el riesgo de que un determinado caudal sea superado a lo largo de un período de tiempo.

Dentro de los métodos estadísticos se encuentra el análisis de frecuencia de crecidas, en él, los hidrólogos e ingenieros analizando la frecuencia con la que ocurren las crecidas en el pasado, pueden determinar la probabilidad de excedencia de una determinada crecida de interés o la magnitud de la crecida que tiene un riesgo asociado seleccionado a priori de acuerdo con los criterios de ingeniería, por ejemplo la vida útil de la obra. En el análisis de frecuencia de crecidas la frecuencia observada de la incidencia de un evento con un riesgo de fallo asociado es representada por medio del concepto de periodo de retorno (Tr), donde Tr se define como el inverso de la probabilidad de excedencia de la crecida $1/(1-F(x))$, siendo $F(x)$ la función de probabilidad acumulada del valor máximo anual evaluada en x . Es posible pues con el análisis de frecuencia de crecidas obtener una relación periodo de retorno-magnitud en un sitio de interés o a lo largo de una región homogénea.

El método del análisis de frecuencia de crecidas es sin duda el más utilizado en el mundo para el planeamiento, programas de mitigación del riesgo de inundaciones, diseño de estructura hidráulicas de protección y aprovechamiento de recursos hídricos. De hecho, para toda Europa la legislación nacional del riesgo de inundación está basada en el análisis de frecuencia de crecidas para estimar las crecidas de diseño asociadas a diferentes periodos de retorno como 50, 100 y 500 años (Benito et al., 2004). Las investigaciones dentro del campo del análisis de frecuencia de crecidas han tenido una evolución importante, destacándose como una línea de investigación medular dentro de la Hidrología.

Teóricamente, la validez de los resultados en la aplicación del análisis de frecuencia de crecidas clásico está sujeta a las hipótesis de que las series temporales son independientes e idénticamente distribuidas. Se dice que una serie temporal presenta independencia, cuando sus eventos son sucesos aleatorios, es decir, cuando los eventos no están relacionados entre sí. Una forma de evaluar la presencia de independencia es a través de la construcción de la función de autocorrelación de la serie temporal (Salas et al., 1980). El asumir dependencia en la serie temporal nos lleva a incumplir una de las hipótesis en que se cimienta el análisis de frecuencia convencional. Como resultado de lo anterior, investigadores han propuesto nuevas aproximaciones que tomen en cuenta la ausencia de independencia en las observaciones (Yu y Wang, 2002; Zhang y Zwiers, 2004). Los métodos propuestos se pueden clasificar en 3 categorías principales (Khaliq et al., 2006): (i) métodos de decorrelación, (ii) método de Lettenmaier de recorte de los datos de la muestra y (iii) estimación de la densidad de probabilidad por medio de *wavelets* y *kernel*. En general, los cuestionamientos a esta hipótesis en el análisis de frecuencia de crecidas no han sido de gran calado, ya que el asumir la hipótesis de independencia, por ejemplo, en un registro de crecidas máximas anuales resulta habitualmente válido. Por otro lado, si la selección de los eventos de crecidas se basa en valores sobre un umbral, esta hipótesis resulta de crucial importancia.

Con respecto a la hipótesis de estacionaridad, podemos mencionar que la práctica actual del análisis de frecuencia de crecidas asume que los eventos son estacionarios. Sin embargo, en la última década investigadores coinciden en la apremiante necesidad de un

cambio de paradigma en este sentido. Ellos fundamentan este cambio ante los numerosos estudios en diferentes regiones del planeta que han demostrado que los registros hidrológicos presentan algún tipo de no estacionaridad como tendencias (Lettenmaier y Wallis, 1994; Kundzewicz y Robson, 2004a; Stahl et al., 2010), cambios (Potter, 1976; Salas y Boes, 1980), o una combinación de ambas (Villarini et al., 2009a). En cuanto a identificar los mecanismos vinculados a los cambios observados en registros hidrológicos, la intervención humana es sin duda una de las principales fuentes de cambios en el Ciclo Hidrológico en cuencas. Esta se puede presentar en la cuenca a través de cambios de uso de suelo (p. ej. incrementos en la urbanización, desarrollo agrícola y deforestación a gran escala) o directamente en el Ciclo Hidrológico a través de estructuras de control, las cuales impactan de manera importante en la respuesta hidrológica de una cuenca. Aunado a la intervención humana, las conjeturas establecidas en estudios apuntan que cambios que se observan en registros hidrológicos pueden ser debido al efecto de la variabilidad climática natural, particularmente a los cambios en los patrones de variabilidad de baja frecuencia, los cuales se ha observado ejercen una influencia en la magnitud y frecuencia de eventos hidrológicos (Jain y Lall, 2000; Franks y Kuczera, 2002). Otra razón por la que investigadores piden el poner una mayor atención a la no estacionaridad es la creciente preocupación con respecto al cambio climático debido al incremento en la emisión de gases a la atmósfera (IPCC, 2007). Ya que como consecuencia el clima en la tierra puede estar cambiando y causar cambios en eventos extremos en algunas partes del planeta (Milly et al., 2002; Van Aalst, 2006; Blösch y Montanari, 2010). Esto ha originado que entre los investigadores exista unanimidad en cuanto a que la hipótesis de estacionaridad en el Ciclo Hidrológico se encuentra comprometida. Por ello, en los últimos años las investigaciones en el campo del análisis de frecuencia de crecidas se han centrado de manera dominante en la posibilidad de modelar los regímenes de crecidas bajo condiciones de no estacionaridad. En otras palabras, se ha comenzado a dejar de lado el asumir la hipótesis de un mundo estacionario, y se ha comenzado a llevar el estudio de las crecidas a un mundo no estacionario, donde el objetivo principal es proponer nuevas metodologías que representen adecuadamente la dinámica prevaleciente en la naturaleza.

1.1.1 La hipótesis de estacionaridad

En este punto tenemos que comenzar mencionando que la hipótesis de estacionaridad ha sido durante muchos años una hipótesis común y practica en Hidrología. Asumiendo la hipótesis de estacionaridad, los métodos estadísticos pueden ser utilizados para extraer de los datos todos los indicadores hidrológicos útiles para proporcionar estimaciones y puedan ser refinadas año a año como los registros se hacen más largos. Por ejemplo, el nivel de inundación de un río para un periodo de retorno de 100 años, es una variable que puede ser calculada de un registro de crecidas máximas anuales, usando métodos que se pueden encontrar en cualquier libro de texto de hidrología clásica, como Chow et al. (1988). Este conocimiento acerca de los niveles de inundación de 100 años se utiliza para construir posteriormente las instalaciones de manejo de aguas pluviales, tales como alcantarillas y desagües pluviales. Sin embargo, en las últimas décadas como los forzamientos de la actividad humana y la variabilidad climática se han vuelto más y más evidentes en un amplio rango de escalas espaciales y temporales (Milly et al., 2008), la hipótesis de un mundo estático sin influencia de forzamientos externos está siendo ampliamente cuestionada por diversos investigadores. Por ello, en la última década, la necesidad de no asumir estacionaridad en el estudio de las componentes del Ciclo Hidrológico, se ha colocado como uno de los problemas de vanguardia en las ciencias hidrológicas.

Dos trabajos de referencia fundamental acerca de las nociones de estacionaridad y no estacionaridad en Hidrología son los presentados por Matalas (1997) y Koutsoyiannis (2006). Matalas (1997) analiza las implicaciones del cambio climático para el modelado hidrológico estocástico. Él sostiene que el supuesto de estacionaridad no debe descartarse a la ligera y que los modelos estacionarios proporcionan un marco racional y útil para proyectar riesgo hidrológico en el futuro. Menciona que pocas veces podemos determinar si los aumentos observados (o disminuciones) representan verdaderas tendencias físicas, o si son solo tendencias aparentes y cuestiona también que no está claro si las tendencias reales se mantuvieron durante el período de planeación de interés. Para Koutsoyiannis (2006) la percepción de un clima cambiante que afecta los procesos hidrológicos es ahora generalmente admitida por la comunidad científica. No obstante, menciona que la manera de manejar la naturaleza del clima cambiante en la práctica hidrológica y en especial en la estadística hidrológica no ha quedado claro hasta ahora.

Aunque podamos pensar que los cuestionamientos a la hipótesis de estacionaridad resultan nuevos, esto no es del todo cierto. Ya en 1890 Bruckner objetaba *“¿Es posible que las oscilaciones climáticas puedan existir solas (sin efecto en alguna otra cosa)?.....Hasta ahora, estamos completamente a oscuras como los esquemas de las observaciones meteorológicas por si solos no sean determinantes”*. En años más recientes el problema de la no estacionaridad se ha colocado a la vanguardia de la discusión en las ciencias hidrológicas desde la publicación del trabajo de referencia presentado por Milly et al. (2008) en el cual enunciaron *“la estacionaridad está muerta...y no debe ser revivida”*, proponiendo que la hipótesis de estacionaridad no debe seguir siendo asumida. Ellos plantean que nuevos modelos y procedimientos estadísticos que capturen la dinámica de evolución de las funciones de densidad de probabilidad sobre el tiempo deben ser formulados (Milly et al., 2008; Villarini et al., 2009b), los cuales resultarán cruciales para la adaptación de los humanos a un clima cambiante.

En un trabajo reciente presentado por Lins y Cohn (2011) titulado *¿“Estacionaridad: quiere morir o vivir?”*, ellos asumen las evidencias de no estacionaridad en las series hidrológicas reportadas en diversos estudios, pero cuestionan si ante la ignorancia de la ambigüedad en la naturaleza de los cambios temporales y las características a largo plazo de los procesos hidroclimáticos, resulta prudente el asumir la no estacionaridad y desarrollar modelos muy complejos que puedan llegar a no representar la realidad. En sus conclusiones se posicionan en las inconsistencias regionales observadas en algunos estudios en los cuales se ha examinado la hipótesis de estacionaridad, así como con las longitudes de las series hidrológicas empleadas en los estudios, las cuales en la mayoría de los casos son muy inferiores a 100 años.

Como podemos observar existen diferentes discursos, sobre la aseveración de asumir la hipótesis de estacionaridad, que en ocasiones son antagónicos. No obstante, la revisión de la literatura nos muestra que existe un mayor consenso en la comunidad científica en cuanto que a la luz del conocimiento actual, no podemos seguir asumiendo la simplificación de estacionaridad, y es necesario proponer metodologías alternativas. Esto nos demuestra que existe un agotamiento del supuesto de estacionaridad en Hidrología. Por ello, la comprobación de la estacionaridad ha sido exhaustiva en la última década en registros hidrológicos. La formas más común como se he llevado a cabo la comprobación de la estacionaridad, ha sido evaluando la presencia de tendencias temporales o rupturas en los momentos estadísticos de la distribución de la variable de interés. La principal

diferencia radica en que los primeros se refieren a cambios graduales que continuarán en el futuro, mientras que la presencia de rupturas representa un cambio súbito.

Un elemento que a menudo se ha pasado por alto en los análisis de estacionaridad en los registros hidrológicos, es la presencia de persistencia a largo plazo. Como lo ha analizado recientemente Koutsoyiannis (2006), el cual ha enunciado que los conceptos de estacionaridad, persistencia y escala deben ser analizados conjuntamente. Koutsoyiannis (2006) menciona que algunos de los patrones observados en las series hidrológicas pueden ser explicados de mejor manera por la justificación de persistencia a largo plazo (Koutsoyiannis, 2002; Koutsoyiannis, 2003). Desde un punto de vista práctico, la persistencia a largo plazo indica que el proceso es compatible con la presencia de fluctuaciones en una gama de escalas de tiempo, que pueden reflejar la variabilidad a largo plazo de diversos factores tales como el forzamiento climático, solar, o la actividad volcánica. La persistencia a largo plazo puede ser conceptualizada también como una tendencia a la agrupación en el tiempo de eventos similares (sequías, crecidas, etc.). En términos estocásticos, un proceso de persistencia a largo plazo es aquel en el que la influencia del pasado nunca cesa, mientras que un proceso de persistencia a corto plazo es un proceso Markoviano, en el cual el futuro no es influenciado por el pasado cuando el presente es conocido.

Estudios previos en los cuales se ha testado la hipótesis de estacionaridad en series temporales de crecidas en diferentes regiones alrededor del planeta, han reportado desviaciones a este supuesto (Douglas et al., 2000; Franks, 2002; Mudelsee et al., 2003; Milly et al., 2005; Villarini et al., 2009a; Wilson et al., 2010). En cuanto a estudios de este tipo en la Península Ibérica, es de destacar el presentado por Silva et al. (2012) en el cual mostraron evidencias de desviaciones al supuesto de estacionaridad en la ocurrencia de eventos de crecidas en cuencas portuguesas. En lo que respecta a la investigación de la estacionaridad en los regímenes de crecidas en ríos de la España peninsular, este ha sido un tema no abordado hasta ahora. No obstante, podemos destacar un importante número de estudios que han puesto en evidencia la presencia de cambios en series de valores medios mensuales de precipitación (Serrano et al., 1999; López-Bustins et al., 2008; De Luis et al., 2009; González et al., 2009; López-Moreno et al., 2009b; Río et al., 2010; Rodríguez-Puebla y Nieto, 2010) y caudales (López-Moreno et al., 2008; Morán-Tejeda et al., 2011; Lorenzo-Lacruz et al., 2012), los cuales se han basado básicamente en la identificación de tendencias temporales.

1.1.2 El análisis de frecuencia de crecidas con enfoque no estacionario

La metodología para el análisis de frecuencia de crecidas cuando se incorpora no estacionaridad a los modelos estadísticos requiere una aproximación diferente al método convencional, ya que los parámetros y la distribución en si misma cambian en el tiempo, lo cual genera que para una determinada probabilidad de excedencia la magnitud del evento también cambie en el tiempo.

En la literatura diversas aproximaciones de modelos estadísticos no estacionarios han sido propuestas (Olsen et al., 1998; Strupczewski y Kaczmarek, 2001; Strupczewski et al., 2001b; Strupczewski et al., 2001a; Katz et al., 2002; Ramesh y Davison, 2002; Cunderlink y Burn, 2003; Sankarasubramanian y Lall, 2003; Renard et al., 2006; Yi et al., 2006;

Leclerc y Ouarda, 2007); las cuales se han planteado con el objetivo de no asumir las simplificaciones de estacionaridad en la naturaleza, considerando la dinámica en el tiempo que hace de este un sistema más complejo. Los modelos no estacionarios propuestos se han desarrollado bajo diferentes esquemas, que incluyen la incorporación de tendencias en los parámetros de las distribuciones, la incorporación de tendencias en los momentos estadísticos de las distribuciones (momentos como la media y varianza), modelos estocásticos considerando patrones de cambio, modelos considerando covariables externas, el método del cuantil de regresión y el método de verosimilitud local.

En su mayoría, los modelos estadísticos no estacionarios para la modelación de crecidas se han basado principalmente en asumir el tiempo como única covariable¹ explicativa (Olsen et al., 1998; McNeil y Saladin, 2000; Stedinger y Crainiceanu, 2001; Strupczewski et al., 2001a; Renard et al., 2006; Yi et al., 2006; Leclerc y Ouarda, 2007; Delgado et al., 2010). Estos modelos nos permiten contar con una herramienta de gran ayuda en la reconstrucción del comportamiento histórico de la frecuencia de crecidas. Sin embargo, aquí yace una cuestión ¿Adoptar las predicciones hacia el futuro de un modelo donde los parámetros dependan de la tendencia en la serie temporal resultaría del todo correcto?. La respuesta es a toda luz que no, ya que las tendencias en la serie pueden cambiar a corto o largo plazo como producto del impacto de la variabilidad climática y la intensificación de las actividades antropogénicas. Es por esto que una alternativa planteada actualmente por investigadores en lo que se refiere a la modelación de los regímenes de crecidas bajo condiciones de no estacionaridad, es la posibilidad de incorporar forzamientos externos como covariables explicativas (adicionales al tiempo) que ayuden en la adecuada caracterización de las no estacionaridades (Khaliq et al., 2006).

Ante la alternativa actual de poder incorporar forzamientos externos en la modelación de crecidas, los investigadores han propuesto líneas de análisis que interrelacionan los patrones de variabilidad de baja frecuencia y el comportamiento hidrológico de los ríos. Esto con el objetivo de encontrar en los índices que describen el comportamiento de los fenómenos que ocurren en la macroescala, las covariables idóneas que controlen y mejoren los resultados en la modelación, y así poder contar en el futuro con potenciales variables predictivas.

Aunque pocos, existen ya estudios en los cuales se ha explorado la posibilidad de incorporar estos índices como forzamientos externos en los modelos estadísticos para el estudio de las crecidas (Katz et al., 2002; Sankarasubramanian y Lall, 2003; El Aldouni et al., 2007; Kwon et al., 2008; Aissoui-Fqayeh et al., 2009; Ouarda y El-Aldouni, 2011). En general, estos modelos han asumido como covariables índices que caracterizan el fenómeno del El Niño-Oscilación del Sur (*El Niño-South Oscillation* en inglés) de aquí en adelante ENSO. Los resultados han mostrado la factibilidad de incorporar variables macroclimáticas como covariables en los modelos, permitiendo contar en ellas con indicadores que describan de una mejor manera la variabilidad interanual de los regímenes de crecidas. Por otro lado, pocos son los estudios que han incorporado el impacto de actividades antropogénicas en la modelación de los regímenes de crecidas. No obstante, podemos destacar el estudio presentado por Villarini et al. (2009b), en el cual incorporan un índice de población para caracterizar el impacto de los cambios de uso de

¹ El término covariable se emplea en el contexto de definir aquellas variables relacionadas con la variable de respuesta.

suelo en una cuenca urbana, reportando en sus resultados la factibilidad de incorporar factores de origen antropogénico aunados a los de origen climático en la modelación.

En los últimos años también han sido propuestos algunos enfoques más pragmáticos para abordar la no estacionaridad en el estudio de las crecidas. Entre ellos podemos mencionar el propuesto por Moglen (2003), el cual sugiere el ajuste de los caudales máximos en un contexto no estacionario y la aplicación de modelos hidrológicos tomando en cuenta la variabilidad espacial y temporal del uso de suelo. Por otro lado, Gilroy y McCuen (2012) proponen el ajuste de los registros de caudales máximos tomando en cuenta los efectos combinados de la urbanización y el cambio climático.

Enfocándonos en la España peninsular, por su ubicación geográfica resulta incuestionable el apuntar a forzamientos de origen climático como uno de los factores que pueden modular los cambios en la magnitud y frecuencia de las crecidas. Aunado a forzamientos climáticos, la intensificación de las actividades humanas es sin duda otro factor que consideramos deber ser tomado en cuenta en la modelación de las crecidas, del cual es patente su impacto en el comportamiento hidrológico de los ríos (Milly et al., 2008). Por ello, índices que cuantifiquen este impacto deben ser propuestos ante la importancia que representan en diversas regiones hidrológicas. Aunque son diversos los factores de origen antropogénico que pueden impactar en la frecuencia de las crecidas en ríos de la España peninsular, sin duda uno de los factores antropogénicos que puede presentar un importante impacto es el alto grado de regulación de los principales ríos producto de la exponencial construcción de embalses durante el siglo XX, durante el cual se pasó de 58 en el año 1900 a 1195 en el 2000, lo cual ha convertido a España en uno de los países que cuenta con una de las redes de reservorios más importantes con una capacidad total de almacenamiento de 56,500 hm³ (Berga-Casafont, 2003), comparable en magnitud al balance hídrico anual del país: por ejemplo, la escorrentía superficial en régimen natural de España es de 82,000 hm³/año (MMA, 2000). Por tanto, la variabilidad climática por sí sola no puede caracterizar el comportamiento hidrológico en sitios en régimen alterado, siendo necesario desde nuestro punto de vista el incorporar el efecto de los embalses como un indicador complementario. De hecho, pueden existir cuencas con un grado de alteración tan importante que el impacto de los embalses tenga el mayor peso en la modelación.

1.1.3 La variabilidad climática de baja frecuencia en las variables hidrológicas

En la actualidad, uno de los temas relevantes dentro de las ciencias geofísicas es el análisis del impacto de la variabilidad climática en la hidrología. La variabilidad climática se presenta en un amplio rango de escalas espaciales y temporales (Poveda, 2004). Las escalas espaciales incluyen la escala planetaria, continental (macroescala), regional (mesoescala) y puntual (tormenta). En cuanto a las escalas temporales estas abarcan desde la escala paleo-climática (millones de años) hasta la escala de la turbulencia atmosférica de la capa límite, pasando por las escalas milenial, secular, decadal, interanual, anual, intranual y diurna. Una de las escalas espaciales en la cual el estudio de la influencia en las variables hidrológicas ha tomado relevante importancia en las últimas décadas, es la que se refiere a la influencia de fenómenos que ocurren en la macroescala.

Aunque nos puede resultar un tema actual, climatólogos e hidrólogos llevan un largo tiempo conociendo la existencia de la relación entre el clima y las variables hidrológicas. No obstante, la complejidad de los procesos en la atmósfera, ocasionaron que durante mucho tiempo la posibilidad de incorporar los efectos de la variabilidad climática en el estudio de eventos extremos en Hidrología fuera poco abordada. Esta dificultad ha podido ser superada gracias a los avances en las últimas décadas en el estudio de la climatología sinóptica, los cuales han demostrado que las interacciones océano-atmósfera no son caóticas ni aleatorias, y que se pueden identificar patrones de variabilidad de baja frecuencia a partir de centros de presiones que permanecen semi-estacionarios que pueden tener proyecciones significativas a la escala continental en los patrones de precipitación (Trenberth y Guillemot, 1996; Cayan et al., 1999). Lo anterior ha permitido a los climatólogos describir diferentes fenómenos atmosféricos y oceánicos que caracterizan la variabilidad climática de baja frecuencia (interanual e interdecadal) en diferentes regiones del planeta. Dentro de estos fenómenos se destaca los patrones de variabilidad de baja frecuencia y el fenómeno global el ENSO, los cuales ayudan a conocer el funcionamiento de la dinámica atmosférica de baja frecuencia a través de índices que expresan la polaridad de los dipolos de teleconexión de los patrones de baja frecuencia y su intensidad. Los índices son calculados a partir de la diferencia entre las anomalías normalizadas de la presión atmosférica y/o anomalías en las temperaturas del mar en los dos puntos mejor conectados. Estos índices suelen ser denominados en la literatura como índices climáticos o variables macroclimáticas. Las variables macroclimáticas han simplificado enormemente esas relaciones que resultaban tan complejas, y han permitido contar en ellas con indicadores que nos proveen una medida aproximada de la situación climática global (Nigam, 2003).

Las variables macroclimáticas constituyen un método sencillo pero efectivo para caracterizar la circulación atmosférica en una serie de estados resaltando la variabilidad de baja frecuencia, pudiendo además ser comparadas directamente con otros índices o con variables hidroclimáticas utilizando técnicas estadísticas variadas. Es por esto que en las últimas décadas, ha resurgido el interés por estudiar el vínculo entre las variables macroclimáticas y las series hidrológicas en diversas regiones del planeta. Estos estudios se han planteado con el objetivo de identificar aquellos patrones de variabilidad de baja frecuencia que presenten una mayor influencia en sus principales modos de variabilidad en la hidrología de la zona estudiada, es decir, aquellos que puedan modular los cambios que experimentan las variables hidrológicas en el tiempo.

Actualmente, el uso de las variables macroclimáticas como potenciales indicadores del impacto de la variabilidad climática de baja frecuencia en las variables observadas a escala de cuenca (p. ej. precipitación, temperatura y caudales), se ha venido incrementando exponencialmente. Sin embargo, en este punto surge una cuestión concerniente a ¿Cuál de estas variables macroclimáticas o que combinación de ellas deberían incluirse como covariables en un modelo estadístico?. Para lo cual resulta necesario el analizar la posible dependencia y el tipo de dependencia entre las variables macroclimáticas y la hidrología de la región.

En la Península Ibérica el impacto de la variabilidad climática de baja frecuencia en las variables hidrológicas, ha sido examinado por diversos investigadores en los últimos años. De manera general, examinando la correlación lineal es como se ha establecido en su gran mayoría esta relación. Los resultados de estos estudios han evidenciado la

importante influencia que ejercen patrones de variabilidad climática de baja frecuencia en la hidrología en diferentes regiones de la Península. Entre los estudios, a modo de resumen se puede mencionar que sobresalen los enfocados en analizar la teleconexión con la Oscilación del Atlántico Norte (*North Atlantic Oscillation* en inglés) de aquí en adelante la NAO. Los resultados reportados han evidenciado la importante influencia de esta perturbación atmosférica en los regímenes de precipitación (Rodó et al., 1977; Rodríguez-Puebla et al., 1998; Martín-Vide et al., 1999; Martín-Vide y Fernández, 2001; Gallego et al., 2005; López-Bustins et al., 2008), caudales (Trigo et al., 2004a; López et al., 2006; Morán-Tejeda et al., 2010b) y temperaturas (Andreo et al., 2006), mostrando que gran parte de la Península se encuentra bajo su influencia. En adición a la NAO, otras configuraciones de macroescala que han manifestado ejercer una cierta influencia en las variables hidrológicas en la Península Ibérica son la Oscilación Ártica (*Arctic Oscillation* en inglés) de aquí en adelante AO (López-Bustins et al., 2008), así como la Oscilación del Mediterráneo (*Mediterranean Oscillation* en inglés) de aquí en adelante MO y la Oscilación del Mediterráneo Occidental (*Western Mediterranean Oscillation* en inglés) de aquí en adelante WeMO (Martín-Vide y López, 2006; López-Bustins, 2007; Serrano et al., 2009). Como pasa con la mayoría de patrones de variabilidad de baja frecuencia en el Hemisferio Norte, a la hora de explicar la precipitación, estos solo suelen ser representativos durante el semestre frío (de octubre a marzo), ya que la precipitación en el periodo abril a septiembre se asocia más con fenómenos convectivos.

1.2 Motivación de la investigación

Una importante cuestión que se han planteado los hidrólogos, y de la cual ha surgido una línea de investigación actual y de suma importancia, consiste en ¿Si los sistemas de recursos hídricos los cuales han sido diseñados bajo el supuesto de un sistema estacionario es correcto?. Con lo que si la hipótesis es incorrecta, podríamos estar asumiendo un riesgo no cuantificado en el diseño de las estructuras de control o podríamos estar sobredimensionando las obras incrementando drásticamente los costes de construcción. Esta es una cuestión de suma importancia en los ámbitos científico y práctico, y es en esta línea que se ha planteado el presente trabajo de investigación.

El llevar a cabo un análisis de frecuencia de crecidas partiendo de la premisa de estacionaridad en las series temporales, nos llevará a obtener unos parámetros para el modelo estadístico seleccionado invariantes en el tiempo. Esto resulta contradictorio de acuerdo al evidente impacto que presentan factores de origen climático y antropogénico en las componentes del Ciclo Hidrológico, y por ende en el comportamiento hidrológico de los ríos. Con esto, la pregunta que aparece es ¿Si estamos representando la realidad llevando el estudio de la frecuencia de crecidas a un mundo estático?. Para lo cual, claramente la respuesta sería que no, y que tendríamos que emplear modelos alternativos que nos permitan considerar la dinámica existente de la ocurrencia de los eventos de crecidas a lo largo del tiempo.

Si se tiene un modelo más acorde a la realidad, que nos permita llevar a cabo la modelación en un contexto no estacionario y se pueda aprovechar la información de forzamientos de origen climático y no climático como covariables explicativas de los parámetros de las distribuciones paramétricas en los modelos, cabe preguntarse ¿Es posible caracterizar razonablemente la intensidad y frecuencia de crecidas en cuencas de la España peninsular utilizando dicha información?. Ésta es prácticamente la pregunta de fondo en el presente trabajo, y de la cual se desprenden otras inquietudes como ¿Existen

evidencias de desviaciones al supuesto de estacionaridad en el comportamiento de las crecidas en la España peninsular?, ¿Están vinculados los posibles cambios en las crecidas a forzamiento de origen climático?, ¿Cuál es el efecto de los cambios en el régimen de caudales por los embalses y puede incorporarse este efecto en la modelación de los regímenes de crecidas? ¿Qué variables macroclimáticas deben ser consideradas en la modelación o que combinación de ellas? y por último ¿Los resultados de la modelación estacionaria nos llevan a asumir un riesgo no cuantificado en el diseño de obras hidráulicas?. Y esta última pregunta parte de la inquietud surgida en la literatura acerca de la necesidad de adaptar el diseño y operación de la infraestructura hidráulica a una realidad dinámica. Según Milly et al. (2008) es crucial en el momento actual encontrar un sucesor adecuado para adaptar la gestión de los recursos hídricos a los cambios de origen climático y antropogénico.

1.3 Alcance

Frente a las preguntas planteadas, el presente estudio que nos ocupa, pretende ser una aportación que contribuya al enfoque no estacionario en el estudio de las crecidas. Para ello, en primer lugar nos proponemos analizar los regímenes de crecidas en los ríos de la España peninsular, tratando de identificar los diferentes tipos de régimen y al mismo tiempo inspeccionar la importancia de las precipitaciones de origen advectivo asociadas a los patrones de variabilidad de baja frecuencia. También se examina el impacto de los embalses, para lo cual nos proponemos introducir un índice adimensional que nos permita estimar dicho impacto. Debido a que nos cuestionamos el asumir estacionaridad en los regímenes de crecidas, se analiza la presencia de cambios en las series temporales de crecidas a diferentes escalas de tiempo. Posteriormente se explora la relación entre el comportamiento hidrológico de los ríos en la España peninsular y patrones de variabilidad de baja frecuencia, tratando de encontrar una relación consistente entre la evolución temporal de las crecidas y los principales modos de variabilidad de estos fenómenos de macroescala. Finalmente, se pretende modelar la magnitud y frecuencia de crecidas asumiendo las aproximaciones de modelo estacionario, modelo con incorporación de tendencias temporales y modelo con la incorporación de covariables externas (índices de las variables macroclimáticas y el índice de embalses). Para ello, se propone utilizar los modelos GAMLSS por sus siglas en inglés (Modelos Aditivos Generalizados de Localización, Escala y Forma), los cuales proveen la flexibilidad necesaria para implementar los modelos propuestos y poder llevar a cabo las modelaciones. Con lo cual se podrá comparar los resultados de la modelación clásica estacionaria, respecto de los resultados en un contexto de cambios climáticos y antropogénicos.

Todo esto con la motivación de buscar una alternativa a la modelación estática de los regímenes de crecidas con un enfoque dinámico, permitiéndonos esto acercarnos un poco más a la realidad que prevalece en el comportamiento de los eventos extremos. Donde el objeto final es el poder brindar en un futuro, mayores elementos de juicio a los encargados del diseño de estructuras hidráulicas, así como a los planificadores de recursos hídricos, para poder prevenir y mitigar los efectos adversos de posibles inundaciones, adoptando las medidas oportunas, así como evitar los excesos en el sobredimensionamiento de la infraestructura hidráulica.

1.4 Objetivo principal

El presente trabajo tiene como objetivo principal el abordar la modelación de los regímenes de crecidas en ríos de la España peninsular bajo condiciones de no estacionaridad.

1.5 Contenido y estructura de la tesis

El esquema de presentación de la memoria, está estructurado de acuerdo al proceso seguido en el desarrollo del trabajo. El contenido a modo de resumen para cada capítulo de la memoria es el siguiente:

En el **Capítulo 2** se describen de forma breve los fenómenos de macroescala empleados en el trabajo, y se muestra una revisión de la influencia de estos fenómenos de macroescala en las variables hidrológicas, con especial énfasis en la hidrología de la España peninsular. Una introducción al análisis de frecuencia y los diferentes esquemas propuestos bajo los cuales se ha llevado el estudio de crecidas es presentando en el **Capítulo 3**, en el que también se presentan a modo de resumen los principales modelos propuestos para la modelación estadística de crecidas bajo condiciones no estacionarias.

El **Capítulo 4** presenta una descripción de la zona de estudio y un análisis preliminar de las series de crecidas. Así, en una primera parte se detallan los regímenes de precipitación y los principales mecanismos de generación de crecidas; en la segunda parte se analiza el régimen estacional de crecidas y la distribución mensual de las crecidas máximas anuales, y en la última parte se presenta un análisis del impacto de los embalses en los sitios de estudio en el régimen de crecidas con base en un índice propuesto. Ya que nos cuestionamos la validez de la hipótesis de estacionaridad en el comportamiento de las crecidas en ríos de la España peninsular, en el **Capítulo 5** se presentan los resultados de la comprobación de la estacionaridad en las series de crecidas en las cuencas de estudio a diferentes escalas temporales. En la primera parte se detallan los test estadísticos utilizado para la detección de rupturas, tendencias y persistencia, en la segunda parte se presentan y discuten los resultados, para finalmente analizar el vínculo entre los cambios observados y los forzamientos que ejercen la variabilidad climática y la alteración de los regímenes de caudales por embalses.

El **Capítulo 6** está dedicado a un primer análisis de teleconexión entre el régimen de crecidas y las variables macroclimáticas, en el cual se evalúa la teleconexión mediante métodos estadísticos de correlación con el fin de identificar la estructura de correlación espacial y temporal entre los fenómenos de macroescala y las crecidas en ríos de la España peninsular. Una vez evaluada la teleconexión por medio de técnicas de correlación, en el **Capítulo 7** se evalúa la traslación de las variaciones climáticas en el comportamiento hidrológico de las cuencas de estudio. La teleconexión en el ámbito de las frecuencias se aborda por medio de análisis *wavelet*. En ambos capítulos la primera parte consta de la descripción de las herramientas estadísticas utilizadas en el análisis, mientras que la segunda consiste en la presentación y análisis de los resultados.

En el **Capítulo 8** es desarrollado un marco para la modelación de los regímenes de crecidas en un contexto no estacionario con base en los modelos GAMLSS, en los cuales se modelan tanto las series temporales de caudales máximos medios diarios anuales como las series de caudales medios diarios por encima de un umbral. Las alternativas de

modelos asumidos en las crecidas anuales son básicamente el modelo estacionario, el modelo no estacionario de tendencias temporales y 3 aproximaciones de modelos no estacionarios incorporando los índices de las variables macroclimáticas y un índice de embalses como covariables explicativas. Para el caso de las series de crecidas por encima de un umbral, se lleva a cabo la modelación de la frecuencia de los eventos de crecida sobre un umbral, para lo cual se modela su dependencia en el tiempo y respecto de las covariables externas incorporadas en el estudio.

Finalmente en el **Capítulo 9** se establecen las conclusiones del trabajo realizado, y se destacan las principales aportaciones. Así mismo, se proponen también líneas de investigación que podrían aportar mejoras interesantes a los resultados obtenidos en el presente trabajo.

Capítulo 2

FENÓMENOS DE MACROESCALA Y SU INFLUENCIA EN LAS VARIABLES HIDROLÓGICAS

Sin duda el desarrollo de cualquier trabajo de investigación requiere llevar a cabo una revisión del conocimiento desarrollado en la línea de trabajo emprendida, lo cual esclarece el panorama acerca del estado actual en el que se encuentra el tema. Esta revisión nos proporciona un conocimiento a priori, acerca de si las hipótesis en las que se cimienta la investigación pueden llevarnos a buen término, con conclusiones importantes. Es por ello, que en el presente capítulo se describen los fenómenos de macroescala seleccionados para el estudio, y se presenta una revisión a modo de resumen de trabajos en los cuales se ha abordado la influencia de fenómenos de macroescala en las variables hidrológicas en diversas regiones del planeta, con especial énfasis en la hidrología de la España peninsular.

2.1 Las escalas climáticas

La escala climática se refiere a la extensión espacial que presenta cada sistema atmosférico, resultando en este punto de vital importancia hacer una diferencia de las diferentes escalas y enfatizar la escala de trabajo en la presente tesis. Dos características importantes además de la extensión espacial de los fenómenos, son su intensidad y duración. Las escalas mayores (escala sinóptica y macroescala) suelen producir lluvias moderadas a fuertes sobre grandes regiones, mientras que las escalas menores (tormenta a mesoescala) tienen una menor cobertura tanto espacial como temporal, pero sus lluvias suelen ser de mayor intensidad (Ortega, 2007). Veamos a continuación una mejor descripción de estas diferentes escalas.

2.1.1 Escala de tormenta

Es la menor de las escalas climáticas también denominada microescala y hace referencia a las lluvias que resultan en su mayoría de naturaleza convectiva. A esta escala las tormentas, por su pequeño tamaño espacial y temporal, no suelen afectar a grandes ríos, ya que desarrollan núcleos muy pequeños del orden de 50 km² o menores (Knox, 1978). Los eventos convectivos en la España peninsular tienen un papel importante, sobre todo en el frente Mediterráneo (zona Levantina y Cataluña), aunque también se pueden presentar en zonas como la cordillera Ibérica y los Pirineos (Llasat y Puigcerver, 1994; Capel, 1998). De acuerdo con Hirschboeck y Maddox (2002) los eventos convectivos resultan de gran importancia en cuencas pequeñas, ya que dependiendo de la situación del núcleo en relación a la cuenca del afluente, se puede originar una inundación intempestiva (Hirschboeck y Maddox, 2000).

2.1.2 Mesoescala

En la mesoescala se lleva a cabo el estudio de sistemas del tiempo atmosférico más pequeño que la escala sinóptica, pero más grande que la escala de tormenta. Las dimensiones espaciales de estos fenómenos son de cerca de los 200 km a 2000 km (Llasat et al., 1996). A esta escala también se presenta convección, sin embargo, su funcionamiento a esta escala es diferente, ya que el área afectada es mayor, y también lo puede ser la duración de las lluvias. Eventos convectivos mesoescalares en la España peninsular son frecuentes en la fachada Mediterránea, como lo demuestran diversos trabajos previos (Riosalido, 1990; Jansá, 1992). Inicialmente Maddox (1980) los definió como complejos convectivos de mesoescala, pero los criterios en los cuales se basó no se cumplen en el área mediterránea (Riosalido, 1990). Por esta razón a este tipo de convección se le denomina Sistemas Convectivos de Mesoescala (SCM).

2.1.3 Escala sinóptica

La climatología sinóptica analiza el clima de forma local o regional en relación a la circulación a gran escala (Barry y Chorley, 1972). Esta escala pertenece a las de mayor tamaño dentro de la clasificación establecida por Hirschboeck y Maddox (2000). Los fenómenos atmosféricos que generan lluvias, son los conocidos como frentes asociados al mal tiempo, donde su duración depende de su naturaleza y su contenido de humedad que puede ser de días a semanas. En cuanto a su dimensión espacial está puede ser de cientos a miles de kilómetros. Algunos eventos que se clasifican en esta escala son los ciclones, anticiclones, huracanes y frentes.

2.1.4 Macroescala

De acuerdo con Hirschboeck et al. (2000) se considera macroescala a la representación de situaciones meteorológicas de tamaño muy grande, normalmente mayores a 10,000 km de longitud, con una escala de actuación superior al mes. Dentro de los fenómenos de macroescala se pueden clasificar: los patrones de variabilidad de baja frecuencia, las circulaciones monzónicas y la zona de convergencia intertropical. Los patrones de variabilidad de baja frecuencia pueden durar varias semanas o meses, reflejando así la variabilidad climática interanual o interdecadal de la atmósfera. Los modos dominantes de estas configuraciones de macroescala pueden abarcar las cuencas oceánicas enteras y los continentes, y por su estructura pueden influir en el tiempo y clima. Los patrones de

variabilidad climática de baja frecuencia se estudian a nivel de perturbaciones o cambios existentes con una frecuencia alta.

2.2 Fenómenos de macroescala

Como ya se mencionó anteriormente dentro de los fenómenos de gran escala o macroescala, destacan los patrones de variabilidad de baja frecuencia, los cuales son una de las causas internas más relevantes de la variación del sistema climático (IPCC, 2007) y resultan de gran interés para entender el cambio climático natural. En realidad, estos reflejan los vínculos existentes entre anomalías climáticas que se producen a gran distancia, definiéndose como asociaciones significativas entre diversas variables climáticas, aunque en un mayor número de casos son identificadas por áreas caracterizadas por anomalías de la presión atmosférica con valores que pueden ser de signo similar u opuesto. Estas configuraciones de macroescala se traducen necesariamente por correlaciones estadísticamente significativas entre las anomalías en cuestión, sin embargo, para hablar de un patrón de baja frecuencia hace falta además un vínculo físico. También proveen información acerca de la estructura de la variabilidad recurrente y resaltan la componente estacionaria de la variabilidad de baja frecuencia (interanual a decenal). Con ello, estos fenómenos ayudan a entender la variabilidad climática en un amplio rango de escalas tanto espaciales como temporales.

En lo que respecta a la evolución temporal de estos fenómenos, está es descrita a través de valores cuantitativos como ya se mencionó anteriormente en el capítulo 1. La definición de índices se llevó a cabo con base a estudios de teleconexión entre las mediciones de parámetros meteorológicos, como presiones o temperaturas a nivel del mar, siendo los pioneros en este tipo de estudios los llevados a cabo por Walker y Bliss (1932). Ya a partir de mediados del siglo XVIII se comenzaron abordar las conexiones entre anomalías de clima distantes. Sin embargo, en lo que se refiere al término teleconexión, este fue propuesto por el meteorólogo Anders Angstrom en 1935 en un trabajo sobre el clima en la región del Atlántico. Para ello definió esta de forma breve como “la relación que existe entre anomalías del clima, a cierta distancia”, con lo cual se rompía con la creencia que grandes distancias en el espacio y las diferencias de tiempo entre los eventos anómalos no permitían la conexión entre ambas.

Un punto crítico para los investigadores en el establecimiento de teleconexiones fue la selección de los dipolos de conexión, los cuales se guiaron históricamente por su punto de vista e interés. Sin embargo, actualmente los dipolos pueden ser seleccionados de manera más objetiva, robusteciendo la conexión de manera importante. En general, los centros de baja y alta presión presentes en el Hemisferio Norte son utilizados para definir las series temporales de variables macroclimáticas, combinando linealmente las anomalías para cada centro. La información utilizada para la construcción de los índices se ha promediado para un periodo de tiempo que sea el suficiente para suprimir el día a día de las fluctuaciones del clima, pero lo suficientemente corto para conservar la componente estacional e interanual de la variabilidad climática. Normalmente, los promedios mensuales han sido los tradicionalmente utilizados al considerar que un mes es más largo que el periodo de ondas sinópticas de gran escala en la tropósfera. De acuerdo a lo anterior, se cuenta con variables macroclimáticas que representan el estado de los océanos, de la atmósfera y la interacción océano-atmósfera.

Un punto importante a destacar es que, aunque la estructura de los fenómenos en la macroescala se ha estudiado por un largo tiempo, las razones de sus orígenes todavía no se han llegado a comprender totalmente. Por ejemplo, los mecanismos que excitan y mantienen uno de los fenómenos de gran importancia en la hidroclimatología de Europa, como es la NAO, no son totalmente conocidos como ya lo señalo Hurrell (2000).

2.2.1 Descripción general de los fenómenos de macroescala seleccionados para el estudio

La hidrología de la España peninsular puede involucrar la influencia de diversos fenómenos de macroescala. Ya estudios previos, en los cuales se han establecido teleconexiones entre variables hidrológicas y variables macroclimáticas han evidenciado una plausible asociación. Es por esto, que se seleccionaron 5 variables macroclimáticas que pudieran representar una influencia en el comportamiento hidrológico de los ríos en las cuencas de estudio en la España peninsular. La Figura 2-1 presenta la localización de los bloques de medición de las variables macroclimáticas que se emplean en este estudio. Por otra parte, en la Tabla 2-1 se presentan las variables a utilizar en el presente estudio, de las cuales se observan las longitudes de registro, así como los sitios de internet de los institutos o laboratorios de los cuales se obtuvo la información.

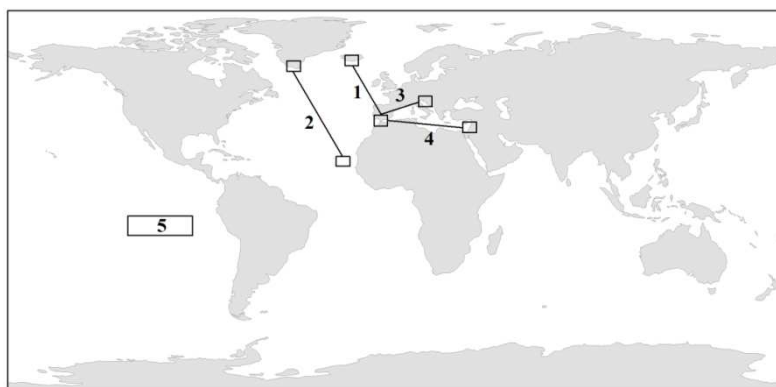


Figura 2-1. Localización de los bloques de medición de las variables macroclimáticas seleccionadas: 1. NAO. 2. AO. 3. WEMO. 4. MO y 5. Niño 3.4.

Variable	Periodo	Sitio de Información
NAO	1821 – 2009	http://www.cru.uea.ac.uk/
AO	1900 – 2009	http://www.cpc.noaa.gov
WEMO	1821 – 2009	http://www.ub.edu/gc/English/wemo.htm
MO	1950 – 2009	http://www.cru.uea.ac.uk/
Niño 3.4	1871 – 2009	http://www.cpc.noaa.gov

Tabla 2-1. Fuente de información de las variables macroclimáticas seleccionadas para el estudio.

2.2.2 Oscilación del Atlántico Norte

Sobre las latitudes medias y altas del Hemisferio Norte, pueden ser identificados aproximadamente una docena de fenómenos climáticos. Uno de los más destacados es la NAO (*North Atlantic Oscillation* en inglés de aquí en adelante NAO), que se refiere a los cambios en la diferencia de presión atmosférica a nivel del mar entre el Ártico y el Atlántico subtropical (Hurrell y Van Loon, 1997). Asociada a fluctuaciones de los vientos superficiales del oeste que penetran en Europa desde el Atlántico, la NAO caracteriza una oscilación meridional de la masa atmosférica con centros de acción situados cerca de la parte sur de Islandia y el anticiclón en el Atlántico subtropical. Este fenómeno es el único patrón de variabilidad de baja frecuencia presente durante todos los meses del año, aunque es más prominente en cuanto a amplitud y radio de acción durante el invierno (diciembre, enero y febrero).

La NAO ha sido reconocida ya hace más de 70 años como el mayor patrón de variabilidad atmosférica en el Hemisferio Norte (Walker, 1924). Sin embargo, no es hasta un tiempo después que Walker y Bliss (1932) desarrollan un índice para poder caracterizar este fenómeno, a partir de las diferencias de las anomalías de presión entre las Azores e Islandia. Posteriormente, se han utilizado diferentes centros de presión como dipolo en la parte sur para calcular el índice de la NAO. Para nuestro análisis, seleccionamos Gibraltar (36.1°N, 5.4°O) y Reikiavik (64.1°N, 22.5°O) como las estaciones para los dipolos de teleconexión. Estas han sido recomendadas por Jones et al. (1997), quienes notaron que la estación de Gibraltar parece representar mejor la presión de la parte sur del dipolo de la NAO que otras propuestas (p. ej. Lisboa o Ponta Delgada). El índice NAO para el periodo 1900-2008 fue obtenido del Climate Research Unit de la Universidad de East Anglia. Walker trabajó un índice más complejo que involucraba el uso de series temporales de temperatura y presión, pero el índice de anomalías de presión resultaba más útil (Rogers, 1984), por lo que este índice no fue del todo empleado y se abandonó en estudios con la NAO.

La NAO presenta dos fases en su comportamiento, la fase positiva y la fase negativa. Estas fases tienen vital importancia en la conducción de las fluctuaciones climáticas en el Hemisferio Norte e impactan en las condiciones prevalecientes:

Condiciones de la NAO positiva

Los inviernos en los que la NAO es positiva tienen lugar cuando hay una gran diferencia de presión entre el alta subtropical y la baja polar. Este aumento en la diferencia de presión, ocasiona que arriben tormentas desde el océano Atlántico en dirección noroeste, dando lugar a inviernos calientes y húmedos en el norte de Europa (Figura 2-2a). En el área Mediterránea disminuyen las precipitaciones invernales, provocando que los inviernos sean más fríos y secos.

Condiciones de la NAO negativa

Los inviernos en que la NAO es negativa tienen lugar cuando la diferencia de presión entre el alta subtropical y la baja polar se atenúan. Esto hace que las tormentas de invierno sean más débiles y menos frecuentes. La trayectoria de las tormentas se desplaza además más hacia el sur (Figura 2-2b). Este aire húmedo desplazado hacia el Mediterráneo trae un aumento en la precipitación en el sur de Europa y frío en la Europa del Norte.

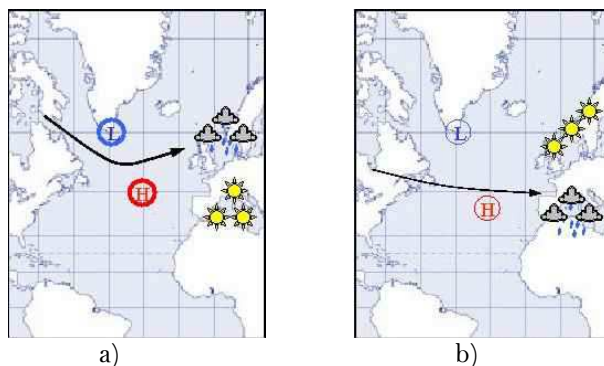


Figura 2-2. Diferencias de circulación en las fases de la NAO: a) Fase Positiva y b) Fase Negativa.

Fuente: <http://www-atmosphere.mpg.de/enid/>

2.2.3 Oscilación Ártica

La Oscilación Ártica (*Arctic Oscillation* en inglés de aquí en adelante AO) o también denominada modo anular del hemisferio norte, es un patrón dominante no estacional caracterizado por anomalías de presión atmosférica a nivel del mar, la cual ha sido definida como la principal función ortogonal empírica de las anomalías de presión a nivel del mar en la zona polar y la latitud 20°N (Thompson y Wallace, 1998). Esta configuración atmosférica es, junto a la NAO, de las más destacadas en el Hemisferio Norte, existiendo argumentos acerca de la estrecha relación entre ambas. Dichos argumentos han sido expuestos en trabajos previos, como son los estudios que han mostrado que el índice que caracteriza la AO presenta una correlación significativa con el índice de la NAO (Zhou et al., 2001; Kingston et al., 2006). Sin embargo, estudios en cuanto a cuál de las dos caracteriza mejor la dinámica de la atmósfera en la región siguen llevándose a cabo por climatólogos arduamente.

La AO se caracteriza en dos fases:

Fase positiva

La denominada fase positiva está relacionada con los valores positivos del índice, que se presentan con presiones relativamente bajas en la zona polar (menores a la normal), moviéndose la humedad hacia el norte de Europa y ocasionando condiciones más secas en el Mediterráneo y Oriente Medio (Figura 2-3a).

Fase negativa

La fase denominada fase negativa, está asociada a los valores negativos del índice, se presenta con presiones mayores a lo normal en la zona polar y ocasiona condiciones secas en el norte de Europa, mientras que en el Mediterráneo se presentan un clima más húmedo con presencia de tormentas ante la entrada de masas de aire húmedo (Figura 2-3b).

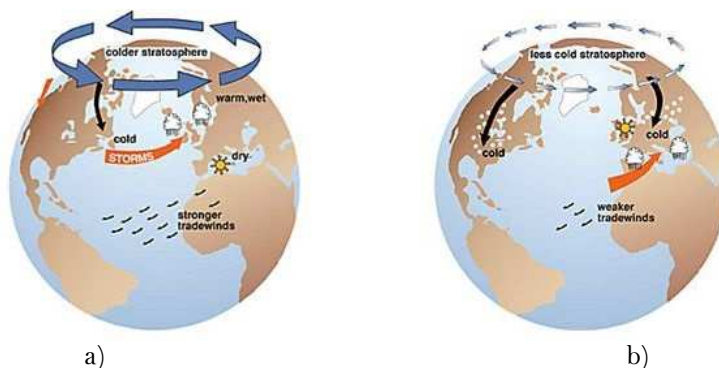


Figura 2-3. Diferencias de circulación en las fases de la AO: a) Fase positiva y b) Fase negativa.

Fuente: http://nsidc.org/arcticmet/patterns/arctic_oscillation.html

2.2.4 Oscilación del Mediterráneo

Uno de los primeros intentos por caracterizar la variabilidad climática de baja frecuencia en la región Mediterránea fue mediante la propuesta de construcción de un índice de anomalías de alturas de presión atmosférica. Este se desarrolló por primera vez utilizando como estaciones representativas Argelia y El Cairo (Occidente y Oriente del Mediterráneo), llevándose a cabo para una anomalía de altura de presión de referencia de 500hPa sobre el Mediterráneo con registro desde 1946. Conte et al. (1989) observaron que un aumento oscilatorio en Argel de los 500hPa, correspondía exactamente con una disminución en El Cairo. Con este comportamiento opuesto a la altura de 500 hPa en el oeste y la región del Mediterráneo oriental, se definió el índice de la Oscilación del Mediterráneo (*Mediterranean Oscillation* en inglés de aquí en adelante MO), en el que se acompaña un aumento en la altura en la cuenca occidental por una disminución en el este y viceversa. Una segunda versión de este índice para caracterizar la MO fue propuesta por Palutikof (2003), el cual es el utilizado en el presente trabajo. Este índice se definió utilizando para el cálculo series de los dipolos de Gibraltar y el aeropuerto de Lod en Israel, empleando información histórica desde 1950.

Este patrón de variabilidad de baja frecuencia resume el gradiente de las anomalías de presión a nivel del mar entre las zona oriental y occidental de la cuenca Mediterránea. Se elige el último índice propuesto para el presente estudio ya que se ha observado una mayor influencia sobre la España peninsular.

2.2.5 Oscilación del Mediterráneo Occidental

La irregularidad pluviométrica inherente al propio clima mediterráneo ha forzado a la comunidad científica de climatólogos al estudio de variables o factores que puedan explicarla satisfactoriamente. Ya que variables macroclimáticas como la NAO, que han presentado una importante asociación con las precipitaciones en el frente Atlántico de la Península Ibérica han exhibido una débil asociación con la precipitación en la fachada oriental y las islas Baleares (Martín-Vide et al., 1999; Martín-Vide y Fernández, 2001). Producto de lo anterior, investigadores propusieron un nuevo patrón de variabilidad climática de baja frecuencia de carácter más regional que ayudará al estudio de la variabilidad climática en el Mediterráneo. La propuesta del patrón de variabilidad fue llevada a cabo por el Grupo de Climatología de la Universidad de Barcelona, que fue denominado como la Oscilación del Mediterráneo Occidental (*Western Mediterranean*

Oscillation en inglés de aquí en adelante WeMO) (Martín-Vide, 2002). La definición del índice para caracterizar dicha oscilación consistió en los métodos clásicos utilizados para crear otros índices de patrón de variables de baja frecuencia. Se decidió utilizar solo dos puntos de observación específicos, uno para cada área de dipolo, con algunas de las series más largas barométrica en Europa, Padua ($45^{\circ} 24' N - 11^{\circ} 47' E$) en el norte de Italia y San Fernando ($36^{\circ} 17' N - 6^{\circ} 07' W$) en el suroeste de España. Ambas series barométricas, con una resolución diaria, fueron recogidas en el marco del proyecto europeo IMPROVE (Camuffo y Jones, 2002). Es importante mencionar que este patrón de variabilidad es una aportación de investigadores españoles del campo de la climatología sinóptica.

La WeMO presenta dos fases en su comportamiento, la fase positiva y la fase negativa:

Fase Positiva

La fase positiva se configura a partir de una zona de alta presión en el oeste de la Península Ibérica junto con la presencia de una baja presión en el norte de Italia, específicamente en el área del Mar Adriático. Esta configuración produce la advección de flujos de componente norte hacia el interior del Mediterráneo (Figura 2-4a).

Fase Negativa

La fase negativa se configura con una baja presión en el golfo de Cádiz en el área delimitada por las islas Canarias y el suroeste Ibérico, en conjunto con altas presiones en el norte de Italia. Esta configuración atmosférica ocasiona que los flujos se comporten en dirección oeste en buena parte de la cuenca del mediterráneo occidental (Figura 2-4b).

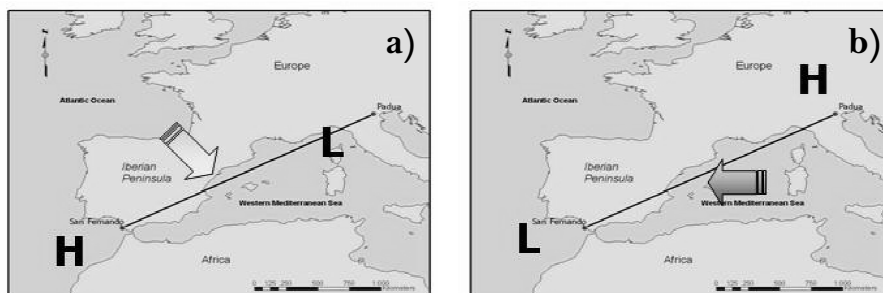


Figura 2-4. Dipolos para el cálculo del WeMO y sus efectos: a) Fase positiva y b) Fase negativa.

Fuente: <http://www.ub.edu/gc/English/wemo.htm>

2.2.6 Fenómeno ENSO

Sin duda uno de los fenómenos macroclimáticos sobre el que existe más interés a nivel mundial es la fase cálida del ENSO (El Niño), del cual se tienen registro de sus episodios desde 1726 (Cane, 1983). Este fenómeno ocurre aproximadamente uno cada 4 años, sin embargo, sus periodos de sucesión pueden variar entre 2 y 10 años, aunque parece que evolucionan con un patrón consistente, varían en intensidad, extensión y duración. Quinn et al. (1978) establecieron una categorización de los eventos como fuertes, moderados, débiles y muy débiles. Las características más distintivas del fenómeno El Niño son la presencia de precipitaciones torrenciales resultando en catastróficas inundaciones en algunos lugares, mientras que en otros genera unas intensas sequías.

El Niño es una condición anómala en la temperatura del océano Pacífico tropical este, y una de las definiciones más aceptada es como: el estado climático en el que la temperatura de las superficie del mar está 0.5°C , por encima de la media en el periodo 1961–1990, por al menos seis meses consecutivos (Ramage, 1987). Existen 4 índices para caracterizar el fenómeno de El Niño de acuerdo a su ubicación en el Pacífico (Figura 2-5) siendo el más destacado el Niño 3.4 (5°N - 5°S , 120°W - 170°W), el cual es el utilizado en el presente trabajo.

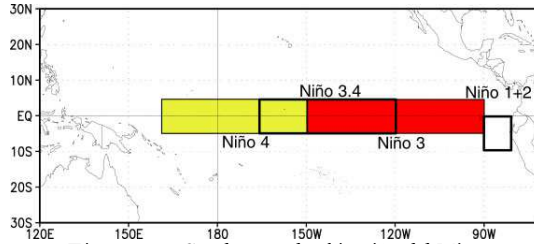


Figura 2-5. Cuadrantes de ubicación del Niño.

Fuente: <http://oceanworld.tamu.edu/resources/oceanography-book/equatorialcurrents.htm>

Por otro lado, la fase fría del ENSO es denominada como la Niña. Se debe decir que la ocurrencia de El Niño o La Niña no es periódica, en otras palabras, no ocurre un evento de este tipo cada cierto número exacto de años. Por otro lado, a un evento El Niño no le sigue necesariamente uno de La Niña o viceversa. Aún más, se ha encontrado que la actividad de estos eventos varía en escalas mayores de tiempo, siendo la actividad de los 80's y 90's más intensa que la vista unas décadas antes.

En la Figura 2-6 se muestran las condiciones que se presentan durante los fenómenos de El Niño y La Niña.

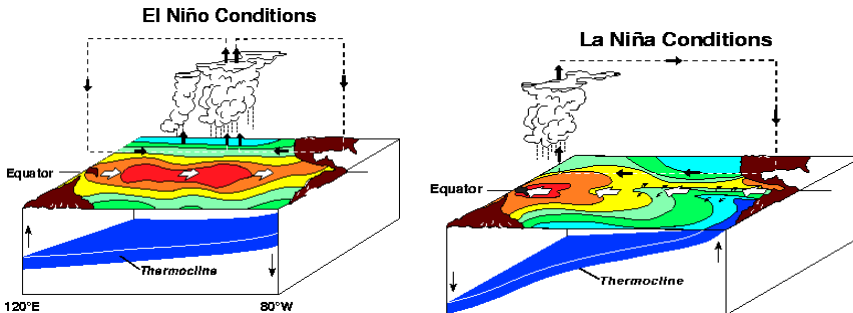


Figura 2-6. Condiciones prevalecientes durante el Niño y la Niña.

Fuente: http://www.ucmp.berkeley.edu/education/dynamic/session4/sess4_hydroatmo3.htm

A pesar de que hoy en día, resulta evidente para los investigadores la estrecha relación entre el evento atmosférico la Oscilación del Sur (Walker, 1924) y el evento oceánico El Niño, no fue sino hasta finales de los años sesentas cuando el meteorólogo Jacob Bjerknes (1966) estableció que la Oscilación del Sur y El Niño son parte de un mismo fenómeno climático que involucra interacciones entre la atmósfera y el océano Pacífico Tropical. De esta forma se ha combinado el nombre en ENSO (El Niño-Oscilación del Sur) el cual ha sido aceptado por la comunidad científica como el término de referencia para este fenómeno anómalo de carácter global.

2.3 Efectos del ENSO a nivel mundial

Uno de los fenómenos más destacados en la literatura en lo que concierne al estudio de las teleconexiones ha sido el fenómeno ENSO, el cual es reconocido como el fenómeno macroclimático de carácter más global. La enorme cantidad de estudios llevados a cabo con los indicadores que caracterizan este fenómeno respaldan lo mencionado anteriormente. Los resultados observados en estos estudios han demostrado la significativa influencia de este fenómeno en las fluctuaciones de las variables hidrológicas en diversas regiones del planeta. Entre los trabajos realizados con los indicadores que caracterizan el ENSO y su influencia en la hidrología en diversas regiones, resulta irrefutable que Sudamérica, Norteamérica, Asia y Oceanía (Ashock et al., 2007; Grimm et al., 2009; Kingtse et al., 2009) sobresalen por la importante cantidad de trabajos realizados que reportan la importante influencia que ejercen los episodios extremos de este fenómeno.

Sudamérica es una de las zonas donde se ha identificado la mayor teleconexión con el fenómeno ENSO, destacando las costas del Perú, en las cuales se reportaron los primeros impactos de este fenómeno; así mismo, sus efectos se han dejado ver en el noroeste de Colombia, la costa de Ecuador y la parte central de Chile (Waylen y Poveda, 2002), aunque su influencia se ha detectado en toda la costa del Pacífico, desde el Perú hasta Indonesia. Giddings y Soto (2006) examinaron la dependencia entre las precipitaciones en América del Sur e indicadores del fenómeno ENSO, utilizando el índice estandarizado de precipitación (SPI por sus siglas en inglés). Ellos reportaron que existe una correlación negativa estadísticamente significativa en la región norte del continente y positiva en la región sur, evidenciando patrones espaciales diferentes en la influencia de las fases extremas. Por otro lado, Poveda et al. (2002b; 2002a) en varios estudios analizaron la influencia del ENSO y otros fenómenos macroclimáticos en la hidrología Colombiana, demostrando que una gran parte de su variabilidad se asocia a las fluctuaciones presentes en este fenómeno.

Estudios previos también han demostrado que la teleconexión con el ENSO fuera de las regiones de los trópicos resulta más difícil de establecer. A pesar de esto, estudios han apuntado que la región de Norteamérica también resulta significativamente afectada por este fenómeno, presentando una fuerte influencia en los patrones de precipitación, temperatura y caudales. En general, los eventos de El Niño en Estados Unidos, ocasionan mayores precipitaciones, caudales y bajas temperaturas en los meses de invierno; mientras que durante los eventos de La Niña los veranos se presentan con precipitaciones más intensas (Ropelewski y Halpert, 1986; Kahya y Dracup, 1993; Dracup y Kahya, 1994). Una importante influencia del fenómeno ENSO se ha podido observar en el territorio mexicano, en el cual se ha demostrado que afecta de manera importante el régimen hidrológico, aunque con una fuerte variación espacial en cuanto a la intensidad de dicha influencia (Magaña y Quintanar, 1997). En resumen, podemos decir que la influencia del fenómeno ENSO en su fase positiva (eventos Niño) en la precipitación en el territorio mexicano es una intensificación de esta en el noroeste y noreste, mientras que estas presentan una disminución hacia el sur (Magaña et al., 1998). Por otro lado, los veranos con eventos Niño son más secos y cálidos que los veranos de eventos Niña en casi todo el país, presentándose veranos con precipitaciones por encima de lo normal durante episodios de la Niña.

En lo que respecta a la posible teleconexión entre el ENSO y las variables hidrológicas en Asia, esta ha sido también investigada arduamente, como lo muestra el trabajo de Kane (1999), en el cual evidenció la clara asociación entre el ENSO y la presencia de sequías en el sur de Asia, así como con las precipitaciones extremas en Singapur, Brunei e Indonesia. Xu et al. (2004) analizaron la dependencia existente entre las precipitaciones y el ENSO en cuencas de Australia, Indonesia y Tailandia utilizando el coeficiente de correlación Kendall tau, encontrando correlaciones altamente significativas ($\tau > 0.5$). Por su parte Wang et al. (2000) analizaron la conexión entre el Pacífico central y Asia oriental durante las fases extremas de los ciclos del ENSO, reportando que notables anomalías de precipitación que se presentan a lo largo del este de Asia, se encuentran altamente correlacionadas con las fases extremas de este fenómeno.

En cuanto al impacto del ENSO en las regiones del Atlántico, este no ha quedado claro, ya que existen estudios que definen la teleconexión como débil y menos robusta que en el Pacífico de acuerdo a los resultados expuestos en diferentes estudios (Fraedrich, 1990; Fraedrich, 1993; May y Bengtsson, 1998; Moron y Ward, 1998; Dong et al., 2000). No obstante, existen trabajos en los cuales se alude a una relación entre las fases extremas de ENSO y la variabilidad en el clima en Europa (Van Loon y Madden, 1981; Wilby, 1993; Bailey, 1998; Gershunov y Barnett, 1998). Esta situación evidencia de alguna manera que las anomalías de cada fenómeno ENSO no se manifiestan en la misma forma ni en los mismos lugares, lo que sugeriría que en ocasiones determinados episodios de este fenómeno no tendrían importancia a nivel global.

2.4 Fenómenos de macroescala que afectan Europa

Las investigaciones de la influencia de la variabilidad climática de baja frecuencia en Europa, se han centrado principalmente en dos fenómenos: la Oscilación del Atlántico Norte (NAO) y la Oscilación Ártica (AO). Estudios previos han mostrado amplias similitudes en el comportamiento de estos dos patrones atmosféricos de variabilidad climática y su impacto en el clima; algunos inclusive consideran a la NAO como una expresión regional de la AO (Thompson y Wallace, 1998), sin embargo, esta definición está sujeta a debate y ha generado algunas importantes publicaciones (Kodera y Kuroda, 2003; Kingston et al., 2006).

En sus estudios Hurrell et al. (1995; 1997) han reportado que cambios en la NAO están conectados con un marcado cambio en los patrones regionales de las variables hidrometeorológicas en Europa. Lo anterior se ha reforzado claramente en los resultados de diversos estudios posteriores, en los cuales se ha manifestado la importante conexión que existe entre la fase positiva y negativa de la NAO, y las anomalías detectadas en las variables hidrometeorológicas en diversos países de Europa. De acuerdo con los resultados obtenidos se destaca lo siguiente: es evidente la correlación positiva de la NAO con precipitaciones y temperaturas extremas en Reino Unido e Irlanda (Murphy y Washington, 2001; Fowler y Klisby, 2002), así como en países escandinavos (Hanssen y Forland, 1998; Uvo, 2003), y países del este de Europa como la República Checa (Bodri y Cemak, 2003) o Hungría (Matyasovszky, 2003). Un efecto inverso se observa en el suroeste de Europa y norte de África, en donde es evidente que la fase negativa de la NAO es la que impacta en una mayor frecuencia en las precipitaciones extremas, así como en decrementos en las temperaturas (Qian et al., 2000; Trigo et al., 2002). Efectos de la fase negativa de la NAO en el aumento en la intensidad de precipitaciones y caudales y

disminución de temperaturas fueron reportados también en regiones de Turquía (Karabörk y Kahya, 2005), mostrando la extensión de la influencia de la NAO en Asia Menor. Otras de las regiones en las cuales se observó una importante sincronía con la NAO, así como con la AO, son regiones del noreste de los Estados Unidos (Groisman et al., 2001; Bradbury et al., 2002) y la costa este de Canadá (Zhang et al., 2001; Anttil y Coulibaly, 2004).

De acuerdo a la clara influencia de la AO y la NAO en las precipitaciones y temperaturas en Europa, el análisis sobre la influencia de estos patrones de variabilidad de baja frecuencia en el comportamiento hidrológico de los ríos no ha sido dejado de lado. De hecho, en la última década se intensificaron los estudios de la teleconexión entre los fenómenos de macroescala y los regímenes de caudales en diversas regiones de Europa y Oriente Medio. Un primer análisis de la relación entre la variación de los caudales en Europa y la NAO fue llevado a cabo por Shorthouse y Arnell (1997), reportando correlaciones negativas altamente significativas para los meses de invierno en el sur de Europa, mientras en el norte las correlaciones resultaron positivas. En cuencas de Oriente Medio Cullen y Menocal (2000) analizaron la influencia que ejercía la NAO en la variabilidad de los caudales mensuales en los ríos Tigris y Éufrates. Ellos encontraron una importante conexión entre las anomalías positivas más significativas en el régimen de caudales y las fases negativas de la NAO, concluyendo que este fenómeno representa el 40% de la variabilidad observada en los caudales mensuales. En un estudio posterior en la misma región del Oriente Medio, Cullen et al. (2002) demostraron que la influencia de la NAO en la región era evidente no solo en series de caudales, sino también en la variación de las temperaturas y precipitaciones, exponiendo que la máxima sincronía se observaba en los meses de diciembre a marzo con presencia de rezagos temporales. Peterson et al. (2002) evaluaron la sensibilidad en la respuesta de 6 ríos euroasiáticos en la región ártica a la señal de la NAO. Ellos encontraron en su estudio una importante sincronía entre el índice invernal de la NAO y las anomalías de los caudales, detectando que las fases positivas de la NAO estaban claramente vinculadas con los altos valores de caudales.

La influencia de la NAO en la evolución temporal de los caudales en ríos de la Europa Central también ha sido observada, como lo muestran los resultados obtenidos por Rimbu et al. (2002) en su análisis de la influencia de la NAO en la variabilidad de los caudales del río Danubio. Estos autores encontraron que la mayor influencia de la NAO se presenta en las fluctuaciones interdecadales y decadales de los caudales medios mensuales. El impacto de la NAO y el ENSO en la variabilidad de los caudales mensuales del Danubio fueron también analizados por Rimbu et al. (2004), encontrando en su análisis correlaciones negativas altamente significativas con la NAO, con la presencia evidente de rezagos temporales en cuanto a la conexión, exponiendo además que algunos eventos del ENSO en su fase positiva presentan una cierta influencia en el comportamiento de los caudales en el Danubio. Evidencias de la influencia de la AO y la NAO en la variabilidad de los caudales mensuales en ríos de Reino Unido también han sido publicadas en diversos estudios (Kiely, 1999; Wedbrow et al., 2002; Philips et al., 2003). En ellos se reportaron patrones generalizados de correlación significativa de signo positivo. Así mismo, correlaciones positivas significativas con la AO y la NAO fueron reportadas también en series de caudales mensuales, estacionales y anuales en ríos de Siberia (Ye et al., 2004). Hasta aquí, los resultados están basados en exploraciones de la teleconexión utilizando test estadísticos de correlación. Es evidente que los resultados sugieren una importante asociación, sin embargo, algunos autores analizan la

teleconexión empleando otras técnicas alternativas, entre las que se pueden destacar las espectrales.

Con las técnicas espectrales y en trabajos más recientes, se ha explorado el impacto de la variabilidad climática en las series de caudales en el ámbito de las frecuencias. Entre estos estudios podemos destacar los siguientes referentes a Europa: i) un estudio en el que se examinó la teleconexión en el ámbito de las frecuencias entre variables macroclimáticas y series de caudales en 55 grandes ríos en el mundo, fue el llevado a cabo por Labat (2008), en el cual por medio de análisis *wavelet* identificó que los ríos en Europa presentaban similitudes en cuanto a las fluctuaciones interanuales observadas en los índices que describen la AO y la NAO. ii) Un estudio en la cuenca del río Elba a su paso por Alemania fue llevado a cabo por Markovic et al. (2009), en el cual analizó la influencia de la AO y la NAO en la variación de precipitaciones y caudales mensuales en el espacio tiempo-frecuencia, por medio de análisis espectral singular y análisis *wavelet*. Ellos reportaron en sus conclusiones la reproducción de variaciones climáticas interanuales e interdecadales en la variabilidad del régimen del río Elba. iii) Un estudio de la posible teleconexión entre la NAO y las variaciones de baja frecuencia en los caudales del río Sena fue llevado a cabo por Massei et al. (2010), para el periodo 1950-2008. Ellos encontraron que la NAO puede explicar el 35% de la varianza total del régimen de caudales del Sena, revelando el fuerte control que la NAO ejerce en su variabilidad interanual.

Otro patrones adicionales de variabilidad climática de baja frecuencia que no han sido arduamente empleado en estudios en Europa, pero que si se han empleado en la Península Ibérica en estudios de teleconexión son los que se refieren a la Oscilación del Mediterráneo (MO) y la Oscilación del Mediterráneo Occidental (WeMO), de los cuales se exponen los trabajos abordados en la Península Ibérica en el siguiente apartado. Aunque menos estudiados otros patrones de variabilidad climática en Europa que han exhibido una cierta influencia son el patrón de circulación atmosférica del Atlántico Oriental (EA por sus siglas en ingles), el patrón escandinavo (SCA por sus siglas en ingles) y el patrón del Atlántico Oriental/Rusia Occidental, los cuales cuentan con registro histórico que datan desde 1950.

Los resultados de estudios previos evidencian la presencia de teleconexión entre los patrones de baja frecuencia de la AO y la NAO, y las variables hidroclimáticas en Europa. En general, los resultados reportaron una importante relación, detectándose que es durante los meses del semestre frío en el Hemisferio Norte en los cuales se presentan las mayores correlaciones con los patrones de variabilidad climática. En esta primera revisión de forma intencional no se mencionaron los trabajos llevados a cabo en la Península Ibérica, los cuales se exponen a modo de resumen en orden cronológico en el siguiente apartado.

2.5 Fenómenos de macroescala influyentes en la hidroclimatología Ibérica

2.5.1 Influencia de la NAO

Ante las evidencias de la influencia que ejercen fenómenos de macroescala en las variables hidroclimáticas en Europa, diversos investigadores han indagado en la

influencia que estos fenómenos pueden ejercer en la hidroclimatología en el entorno de la Península Ibérica y su entorno cercano. La gran mayoría de los estudios revisado se han basado en identificar una posible teleconexión con base en la evaluación de la correlación. A este respecto, Lamb y Pepler (1987) encontraron correlaciones negativas estadísticamente significativas entre las precipitaciones mensuales en el norte de Marruecos y la NAO (correlaciones de -0.64 para el periodo Octubre – Abril). En sus conclusiones ellos sugerían la hipótesis de una relación similar en las precipitaciones en regiones de Portugal y España. Entre los primeros trabajos que exploraron la posible teleconexión entre la NAO y variables hidroclimáticas en la Península Ibérica, se encuentra el llevado a cabo por Zorita et al. (1992), en el cual evaluaron la dependencia por medio de análisis de correlación canónico entre la NAO y la precipitación mensual e invernal en el suroeste de la península. Estos autores reportaron la presencia de correlaciones negativas significativas para el 95% de nivel de confianza, destacando particularmente las altas correlaciones observadas con las precipitaciones invernales. Posteriormente, Hurrell (1995) realizó un estudio en el cual evaluó la correlación de la precipitación en diferentes sitios de Europa respecto del índice de la NAO. El encontró altas correlaciones negativas en las estaciones ubicadas en Portugal, España, Azores y noroeste de África, demostrando además que la NAO explicaba más del 36% de la varianza del campo de presión medio de diciembre a marzo. En este mismo sentido, Esteban-Parra et al. (1998) estimaron la correlación entre el índice de la NAO y series mensuales de precipitación en España, siendo sus resultados en promedio de -0.55 para la precipitación anual y -0.67 para la precipitación invernal (significativa para un nivel de confianza del 95%). Ellos encontraron además una importante variación espacial y temporal en la magnitud de la correlación.

En otros estudios, Rodríguez-Puebla et al. (1998) analizaron la relación entre la variabilidad de la precipitación sobre la Península Ibérica y variables macroclimáticas a escala interanual, empleando para ello la información de 56 observatorios con un periodo de registro de 1949–1998. Ellos identificaron una alta correlación estadísticas en los meses invernales, concluyendo en su estudio que la NAO es la principal fuente de variabilidad interanual de las precipitaciones de invierno sobre la fachada Atlántica de la Península Ibérica. Martín-Vide et al. (1999) examinaron la potencialidad del índice de la NAO en la previsión de episodios de alta pluviosidad en la España peninsular, encontrando que la precipitación está altamente correlacionada negativamente en gran parte del territorio. Otro hallazgo de sus resultados, es que en la zona septentrional y en la franja Mediterránea las correlaciones decaen de manera importante, concluyendo que la influencia de la NAO en estas regiones es más débil. En un estudio posterior, Martín-Vide et al. (2001) realizaron un análisis a resolución mensual de la correlación entre el índice de la NAO y la precipitación en la España peninsular, utilizando las series mensuales de precipitación de 41 estaciones para el periodo 1900–1994. Estos autores distinguieron cuatro periodos de acuerdo a la intensidad de la correlación: octubre a marzo con correlaciones negativas significativas con el índice de la NAO y la precipitación en el centro y suroeste de la Península; abril y mayo con una dependencia significativa aunque menor a la observada en los anteriores meses; los meses de junio a agosto sin señal de la NAO; y septiembre que consideran como un periodo de transición con una débil correlación.

En adición a los trabajos anteriores, se encuentran los llevados a cabo por Trigo et al. (2002) que presentaron un análisis multivariado de la influencia de la NAO en el clima del

Atlántico Norte y Europa para el período de información de 1958-1997, con datos de los Centros Nacionales de Predicción Ambiental (NCEP por sus siglas en inglés). Ellos reportaron que la NAO está relacionada con los patrones de temperatura que están controlados por la adhesión de calor, además identificaron la influencia que la NAO ejerce en dos variables de precipitación, la tasa de precipitación y el agua precipitable. Esteban-Parra et al. (2002) estimaron la correlación estadística utilizando el coeficiente de correlación de Pearson entre el índice de la NAO y la precipitación correspondiente al mes de diciembre (1961-1990) en 709 observatorios repartidos por las dos vertientes del Pirineo Oriental (Francia, Andorra y España). Los resultados obtenidos mostraron una clara relación entre la distribución de las isolíneas de correlación y el relieve, sobre todo en aquellas zonas con barreras orográficas destacables y valles bien orientados a los flujos de humedad procedentes del suroeste.

Muñoz y Rodrigo (2003) exploraron los cambios producidos por la NAO en la probabilidad de las precipitaciones mensuales en el sur de la Península Ibérica. Para ello, dividieron el índice de la NAO en tres fases (negativa, positiva y normal) y las series de lluvia se dividieron en los tres grupos correspondientes. Las series categorizadas fueron modeladas con la función Gamma, mostrando los resultados la influencia de los cambios de fase en la NAO en la estimación de los cambios en la probabilidad de meses secos y húmedos.

Rodríguez-Puebla et al. (2010) analizaron la posibilidad de cambios en la relación entre la NAO y la precipitación sobre la Península Ibérica, desde la mitad del siglo XX hasta la actualidad, utilizando observaciones y simulaciones con modelos acoplados. El estudio se abordó para los meses de diciembre-marzo, ya que se había observado que la relación entre la precipitación y la tendencia de este fenómeno era estable en los meses invernales. Se utilizaron dos escenarios de simulación para el siglo XXI: 20C3M y A1B. Entre los resultados que obtuvieron, se tiene que el índice de la NAO muestra una tendencia más positiva y la precipitación tiende a disminuir para el caso de las observaciones del siglo XX. En las simulaciones del siglo XXI se tiene un cambio en la NAO para ser más positiva, lo que conduce a una reducción de la precipitación durante el período de investigación.

Como se puede observar en los trabajos hasta aquí presentados, en los cuales fundamentalmente se abordó la influencia de la NAO en la hidrología peninsular, este patrón de baja frecuencia es determinante en la variabilidad pluviométrica interanual en diversas regiones de la Península Ibérica.

2.5.2 Influencia de otros patrones de baja frecuencia

A partir del desarrollo del índice de la Oscilación del Mediterráneo Occidental (WeMO) propuesto por Martín-Vide et al. (2002), se han llevado a cabo importantes trabajos en los cuales se ha evaluado su posible teleconexión en la España peninsular. Una primera aplicación fue la presentada por López-Bustins y Azorín (2004), en el cual se empleó el índice WeMO a nivel diario con el objetivo de realizar una topología de la pluviometría en Alicante utilizando la información de 6 observatorios para el periodo 1991-2000. Ellos reportaron una influencia importante de este índice en precipitaciones iguales o mayores a 10 mm. En este mismo sentido, Oliva et al. (2006) llevaron a cabo una reconstrucción del índice de la WeMO para el periodo 1500-2000, en el que se llevó a cabo un análisis de la coherencia de este con registros históricos de inundaciones en el

Levante peninsular. Ellos identificaron una correlación significativa a escala anual entre el índice y las inundaciones en esta zona, registrando además una correlación importante entre sus fases positiva y negativa con el registro histórico de precipitaciones en Valencia desde 1837.

Un estudio muy completo sobre la teleconexión del índice de la WeMO y las precipitaciones torrenciales en Cataluña fue presentado por López-Bustins (2007) en su trabajo de tesis doctoral. En él se analizó la influencia de este patrón de variabilidad climática de baja frecuencia, propuesto como un mejor indicador para las precipitaciones en Cataluña, obteniendo resultados donde se muestra la importante influencia de este patrón de variabilidad de baja frecuencia en la variación de la precipitación en el ámbito espacio-temporal para el periodo de análisis 1950-2005. En un trabajo posterior Bustins et al. (2008) intentaron vincular la presencia de tendencias en las precipitaciones para el periodo invernal con cambios que se presentan en los patrones de variabilidad climática de baja frecuencia, empleando para tal objetivo la AO, la NAO y la WeMO, lo cual les permitió observar que la distribución de la precipitación está relacionada con la tendencia de los índices y los cambios en los patrones de circulación. En este mismo estudio se encontró que, mientras la AO y la NAO mostraron una tendencia a una fase más positiva, la WeMO la presentó a una negativa en las últimas décadas, lo cual mencionaron estaría vinculado con la disminución de las lluvias en el oeste y áreas centrales de la Península, mientras que en el este no se encontraron importantes variaciones.

Recientes estudios de teleconexión en la Península Ibérica han utilizado diversos patrones de variabilidad de baja frecuencia a fin de poder observar su influencia espacial. González et al. (2007a; 2007b) estudiaron la correlación espacial entre 4 variables macroclimáticas (MC, MO, NAO, WeMO) y las precipitaciones de los meses de primavera y otoño en la fachada Mediterránea. El estudio se basó en datos de 1100 estaciones meteorológicas. Ellos identificaron que los 4 índices están negativamente correlacionados con las precipitaciones de la región, excepto con la WeMO en la zona noroeste, donde se encontraron correlaciones positivas. Posteriormente, González-Hidalgo et al. (2009) estudiaron la sincronía de 3 diferentes modos de variabilidad de baja frecuencia como la MO, la NAO y la WeMO, con la precipitación mensual también en la fachada Oriental de la Península Ibérica, encontrando como índices dominantes en la región la MO y la WeMO, las cuales mostraron altas correlaciones significativas. Estos autores destacaron que las correlaciones observadas con la MO y la WeMO se presentaron más significativas respecto de las observadas con la NAO. Trabajando con diversos patrones de baja frecuencia (WeMO, MO, y NAO), Serrano et al. (2009) estudiaron la influencia de la variabilidad climática en la probabilidad de precipitaciones en el noroeste de España. Los autores abordaron el estudio con base en un análisis probabilístico, utilizando el registro de 174 observatorios para el periodo común de 1950-2006. Ellos establecieron dentro de sus principales conclusiones que existe una importante variabilidad espacial en la intensidad y magnitud de las precipitaciones a nivel diario, y además identificaron que está variabilidad se encontraba fuertemente vinculada a las fases extremas de los índices de las variables macroclimáticas.

También han sido abordados estudios sobre la posible teleconexión entre el fenómeno ENSO y las variables hidroclimáticas en la Península Ibérica. Sin embargo, la influencia de este fenómeno se encuentra todavía en discusión. Algunos trabajos previos sugieren una cierta asociación con rezagos temporales, mientras que en otros se alude a una falta

de relación entre las variables hidroclimáticas y el ENSO. Entre ellos, Rodó et al. (1977) analizaron la influencia del fenómeno ENSO y la NAO en la precipitación en la España peninsular, norte de África y las Islas Baleares. Ellos reportaron la presencia de correlaciones negativas significativas entre el índice de la NAO y las precipitaciones en estaciones climatológicas en la zona occidental de la península, mientras que correlaciones significativas con el ENSO solo se observaron en estaciones localizadas en la zona oriental. Laita y Grimalt (1997) en su estudio de la influencia del ENSO en las anomalías de presión en el oeste Mediterráneo, identificaron que durante el período comprendido entre marzo y abril siguientes a la fase cálida del ENSO, se presentó una disminución tanto en el número de días ciclónicos como en el número de días con presión negativa en el Mediterráneo español. Rodríguez-Puebla et al. (1998) identificaron que en la región sureste de la Península Ibérica la precipitación anual está moderadamente correlacionada con el índice del ENSO del año anterior. En este mismo sentido, Rocha (1999) en su estudio reportaron que los eventos extremos de El Niño presentaron correlaciones significativas con las precipitaciones de primavera en la costa Mediterránea de la España peninsular, con precipitaciones por debajo de lo normal en la primavera siguiente al año de un evento extremo de El Niño.

En estudios más recientes, García et al. (2005) analizaron la influencia de la NAO y el ENSO en las precipitaciones en la región de Galicia (noroeste de España). Su objetivo yacía en tratar de identificar la reproducción de frecuencias referentes en las variables macroclimáticas en los regímenes de precipitación con base en la técnica SSA (Análisis Espectral Singular). Los resultados reportados mostraron que la NAO y la precipitación en Galicia, podrían estar relacionadas en frecuencias de periodo de 3 y 8 años, también en su estudio concluyeron que la influencia del ENSO no resultaba significativa. Muñoz y Rodrigo (2005) analizaron la influencia del fenómeno ENSO en la probabilidad de periodos secos y húmedos en España, no encontrando un vínculo importante con las fases extremas de este fenómeno. Resulta evidente que los resultados con el ENSO presentan contrastes en cuanto a una posible influencia de este fenómeno, sin quedar claro el impacto de este en los cambios en la hidroclimatología de la Península Ibérica, lo cual podría explicarse por la más compleja influencia de este fenómeno en regiones extra-tropicales.

2.6 Fenómenos de macroescala y el comportamiento hidrológico de ríos en la Península Ibérica

Los resultados expuestos en los apartados anteriores demostrando la importante influencia que ejerce la variabilidad climática natural de baja frecuencia en la evolución de los regímenes de caudales en ríos importantes de Europa así como en la variabilidad pluviométrica en regiones de la Península Ibérica, motivó se abordaran estudios en los que se interrelaciona los patrones de variabilidad de baja frecuencia y el comportamiento hidrológico de ríos en la Península Ibérica. En este apartado se destacan los más importantes por orden cronológico.

Trigo et al. (2004a) analizaron la influencia de la NAO en la evolución de los caudales mensuales en tres de los más importantes ríos de la región (Duero, Tago y Guadiana). En sus resultados observaron una alta sensibilidad en la respuesta de los ríos a esta señal climática y concluyeron que su variabilidad interanual está fuertemente modulada por las fase extremas de la NAO. Ellos encontraron que las máximas correlaciones se presentan

durante los meses de enero a marzo. Además, identificaron que correlaciones más significativas se obtienen utilizando el índice NAO para el periodo invernal de diciembre a febrero. También encontraron que la fase más positiva en la NAO durante el final del siglo XX contribuyó a un significativo decremento en las aportaciones hidrológicas de estos ríos, con el consecuente impacto en la producción hidroeléctrica

Un estudio acerca del papel de las fases extremas de la NAO en los caudales mensuales y los volúmenes de escurrimiento anual en el río Tajo en el periodo 1950-2003, fue llevado a cabo por López-Moreno et al. (2006). Ellos reportaron que las anomalías extremas negativas de la NAO están altamente vinculadas con las anomalías positiva extremas en las series temporales de caudales, resultando más evidente este vínculo en las series de caudales durante los meses invernales. En este mismo sentido, Morán-Tejeda et al. (2010b) evaluaron la respuesta de la cuenca del río Duero ante la presencia de las fases negativas y positivas del índice de la NAO para el periodo 1961-2006. Los resultados reportados mostraron que la precipitación y caudales presentan diferencias significativas entre las fases positiva y negativa, con anomalías negativas (condiciones secas) durante los periodos de la NAO positiva, y anomalías positivas (condiciones húmedas) durante los periodos de la NAO negativa. Morán-Tejeda et al. (2010b) también sugieren que las características físicas de las cuencas pueden explicar la variabilidad espacial en la influencia NAO, así como los rezagos temporales en la respuesta de los ríos a los episodios de la NAO.

Martín (2010) analizó la influencia que los patrones de baja frecuencia de la WeMO y la NAO ejercen sobre los caudales en ríos de Cataluña para el periodo 1951-2000. Este autor, observó que las aportaciones invernales tienen un peso importante en las aportaciones anuales en las cuencas de estudio, identificando con ello que los patrones de variabilidad podían tener un importante papel en el comportamiento de los caudales. Las correlaciones fueron elevadas con la NAO en cuencas más occidentales, y con la WeMO en sectores orientales. Cuencas localizadas más al norte no presentaron correlaciones significativas respecto de ninguno de los dos patrones.

Por último, Lorenzo-Lacruz et al. (2011) estudiaron la influencia de la NAO en el comportamiento hidrológico de diversos ríos en la Península Ibérica. En este estudio se encontró que la respuesta de los ríos a la influencia de la NAO es altamente variable tanto en el espacio como en el tiempo. Además identificaron que la correlación presenta no estacionaridad y que la fortaleza de esta ha cambiado en el tiempo.

2.7 Influencia de fenómenos de macroescala en los regímenes de crecidas

A pesar la importancia social de las crecidas e inundaciones, se pueden encontrar en la literatura pocos estudios previos en los cuales el objetivo haya sido la evaluación de la influencia de los fenómenos de macroescala en los regímenes de crecidas en diferentes regiones del planeta. No obstante, a la luz de los resultados reportados en dichos estudios, han dado origen a la posibilidad de identificar en las variables macroclimáticas los indicadores idóneos que puedan modular la frecuencia y magnitud de los eventos de crecidas. A continuación se presentan a modo de resumen algunos de los trabajos más destacados llevados a cabo en este sentido, siendo el hilo conductor el tiempo.

2.7.1 En el mundo

Uno de los primeros estudios en el cual se evaluó la teleconexión entre variables macroclimáticas y regímenes de crecidas fue el abordado por Redmond y Koch (1991), en el cual exploraron la influencia del ENSO en diversas cuencas de Estados Unidos. Ellos evaluaron la correlación estadística entre el índice de la Oscilación del Sur, y el régimen de crecidas en ríos de la región noreste de los Estados Unidos. En sus conclusiones revelaron la existencia de una significativa conexión entre los episodios extremos del ENSO, y las anomalías en los regímenes de crecidas en esta región. En un trabajo posterior también en los Estados Unidos, Dracup et al. (1994) examinaron la teleconexión entre el régimen de crecidas y los episodios extremos del fenómeno ENSO en cuatro regiones localizadas en el centro y noroeste de los Estados Unidos, identificando una fuerte y consistente respuesta de las crecidas a los eventos de la fase fría del ENSO (eventos Niña). Es importante mencionar que estos dos estudios fueron pioneros en la identificación de una teleconexión extratropical con el fenómeno ENSO. Una aproximación en la teleconexión entre el régimen de crecidas y variables macroclimáticas empleando análisis de componentes principales en el oeste de Estados Unidos, fue llevado a cabo por Piechota et al. (1997). Ellos estudiaron la influencia de fenómenos de macroescala en los regímenes de crecidas sobre el Pacífico Norte en un contexto regional. El estudio se basó en la definición de 8 regiones homogéneas a partir del análisis de 79 series de crecidas anuales mediante análisis de varianza clúster. Los resultados mostraron asociaciones significativas entre las componentes principales definidas para cada región y los diferentes índices que caracterizan el ENSO, evidenciando la marcada influencia que ejerce este fenómeno en la ocurrencia de eventos de crecidas en las diferentes regiones de estudio consideradas.

Evidencia de teleconexión entre variables macroclimáticas y regímenes de crecidas, se han identificado en ríos localizados en el sur de Nueva Gales en Australia (Franks, 2002). En este estudio registros históricos de crecidas de 40 estaciones hidrométricas fueron tipificados en un índice regional, en el cual se pudieron identificar cambios claramente vinculados a la Oscilación Decadal del Pacífico. Dicho cambio se observó en los años 40's, en este estudio se mostró además el impacto que este cambio presentaba en los modelos estadísticos estacionarios al llevar a cabo la inferencia de los eventos de crecidas.

Teleconexión entre los eventos de crecidas y los episodios del Niño en el río Paraná en Sudamérica, fueron reportados en un estudio por Camilloni y Barros (2003). En este estudio ellos sugieren que la mayoría de los eventos de crecidas (65%) se presentan simultáneamente con episodios del Niño; ellos reportan altas correlaciones positivas significativas, siendo estas particularmente mayores en la parte central y alta de la cuenca.

Kaczmarek (2003) examinó la influencia de la variabilidad climática de baja frecuencia en la estimación del riesgo de eventos de crecidas sobre un determinado periodo de retorno o probabilidad de no excedencia. El estudio se enfocó en el análisis de eventos de crecidas inducidos por procesos de fusión rápida de nieve, los cuales tienen un impacto importante en las crecidas de mayor calado en Polonia. Los resultados en los cuales se empleó un modelo basado en la cobertura de nieve de agua equivalente (SCWE por sus siglas en inglés), permitieron concluir que la NAO es un factor importante en este tipo de crecidas, exhibiendo que los valores de la cobertura de nieve de agua equivalente decrecen significativamente con el incremento positivo de la NAO, así mismo, se observó

la significativa influencia de la NAO en la temperatura del aire superficial y la precipitación.

Anctil y Coulibaly (2004) analizaron la asociación de la variabilidad interanual de las crecidas máximas en diversas cuencas en el sur de Quebec con variables macroclimáticas. El estudio se llevó a cabo por medio de análisis de correlación y análisis *wavelet*, para lo cual se seleccionaron 18 estaciones hidrométricas y se regionalizaron con base a la determinación de las componentes principales, construyendo 2 series regionales. Los resultados mostraron una importante asociación en la variabilidad interanual de las series regionales de crecidas con la variabilidad de los índices climáticos de la Oscilación del Atlántico Norte, el Modo Anular en el Hemisferio Norte (NAM) y el índice Niño 3.

Un estudio de la posible influencia del fenómeno ENSO en la variabilidad de las crecidas anuales en el río Yangtzé fue el presentado por Zhang et al. (2007). La exploración de la teleconexión se llevó a cabo por medio de análisis espectral, para lo cual se emplearon las herramientas de transformada *wavelet* cruzada y coherencia *wavelet*. Estos autores identificaron claras evidencias de la influencia de las fases extremas del fenómeno ENSO en las cuencas bajas y medias del río Yangtzé. Sin embargo, se observó también que la relación resulta compleja y ambigua al presentarse asociaciones en las bandas espectrales tanto con la fase positiva como con la negativa. En el caso de la parte alta de la cuenca se identificó una mayor teleconexión con el monzón de Asia del este que se presenta durante los meses de verano. Finalmente ellos concluyeron que aunque se identificó una fuerte influencia del ENSO, diferentes sistemas climáticos afectan de manera importante el comportamiento de las crecidas en el río Yangtzé.

2.7.2 En la Península Ibérica

En España son aún menos los trabajos en los que se ha estudiado la influencia de fenómenos de macroescala en eventos de crecidas. Sin embargo, sí han sido abordadas las causas meteorológicas y climatológicas que generan diferentes tipos de inundación y el papel importante que pueden tener patrones de circulación atmosférica como la NAO.

Entre estos estudios en los cuales además se ha utilizado la información sobre crecidas históricas y paleocrecidas (información No Sistemática) podemos mencionar los siguientes: Benito et al. (1996) analizaron la distribución espacial y temporal de más de 2,500 registros de crecidas históricas en España. Los autores identificaron que en el último milenio, las crecidas podían dividirse en dos periodos en los cuales se tenían características similares de frecuencia, magnitud y distribución. Ellos presentaron en sus conclusiones que la variabilidad observada en las crecidas históricas parece corresponder con los cambios que se presentaron en los patrones de circulación atmosférica predominantes que afectan la Península Ibérica. En este mismo sentido, podemos mencionar también los trabajos de Ortega y Garzón (2002; 2003; 2009) y Ortega et al. (2005), en los cuales han estudiado arduamente las implicaciones climáticas en las crecidas históricas y paleocrecidas en el río Guadiana. Ellos identificaron la existencia de una fuerte asociación entre los eventos de inundación y el comportamiento de la NAO, siendo patente la mayor incidencia de inundaciones cuando se presentan fases extremas negativas en el índice de la NAO. Lo anterior lo establecieron dado que encontraron que un alto porcentaje de las crecidas de mayor magnitud se concentran en los meses de diciembre a marzo. Entre los estudios recientes que han estudiado la relación entre fenómenos de macroescala y eventos de inundación aplicados a la Península Ibérica, son

el presentado por Oliva et al. (2006). Estos autores evaluaron la relación del índice de la WeMO con las inundaciones en el levante peninsular para el periodo 1500-2000. Ellos en sus conclusiones establecieron que la presencia de eventos de inundación históricos parecen estar vinculados a las fases extremas negativas de este índice. Otro estudio en cuanto a la potencial influencia de forzamientos de origen climático, como moduladores de las inundaciones en la Península Ibérica, es el presentado por Benito et al. (2008). Este trabajo está basado en registros sistemáticos y no sistemáticos de crecidas en 20 cuencas. Los autores señalaron que sistemas convectivos procedentes del Atlántico sobre la Península Ibérica en los meses de invierno causaron las mayores inundaciones en cuencas del frente Atlántico. En términos de registros de paleocrecidas, ellos sugirieron que periodos con una alta frecuencia de inundaciones pueden estar fuertemente vinculados con una fase negativa extrema del patrón de baja frecuencia de la NAO. Resultados en un sentido opuesto fueron los observados en cuencas de la región Mediterránea, en la cual no se encontró un impacto de la NAO como potencial mecanismo de generación de inundaciones. Los autores mencionan que la región Mediterránea presenta características favorables para el desarrollo de Sistemas Convectivos de Mesoescala, mostrando que la asociación entre eventos de inundación y la variabilidad climática en la región Mediterránea es más compleja.

En lo que respecta a las implicaciones de fenómenos meteorológicos en la mesoescala en la presencia de inundaciones, podemos destacar el trabajo desarrollado por Llasat y Puigcerver (1994) que relacionaron estos fenómenos con inundaciones en Cataluña, encontrando que las condiciones meteorológicas de mesoescala juegan un papel importante en la presencia de estos eventos en la zona. Otros trabajos similares en la zona Mediterránea son los de Genovés y Jansá (1988), Riosalido (1990), Jansá (1992), Jansá et al. (1994), Ramis et al. (1994) y Riosalido et al. (1999).

2.8 Las variables macroclimáticas como posibles herramientas de predicción en caudales

Sin duda uno de los temas abordados más recientemente en cuanto a la relación de los regímenes de caudales y las variables macroclimáticas, ha sido el empleo de variables macroclimáticas con fines de predicción. No obstante, es importante mencionar que realmente la mayoría de los estudios se han basado en realizar validación, y pocos si han llevado a cabo un análisis de predicción como tal. El hecho de abordar solamente la validación se debe sin duda a los pocos pronósticos que existen acerca de las variables macroclimáticas, así como del corto plazo de dichos pronósticos. De hecho, los pronósticos de índices como la NAO son a unos cuantos días (15 días) y solo pronósticos más extensos pueden encontrarse para índices del fenómeno ENSO.

Entre los trabajos desarrollados en este sentido se destacan los llevados a cabo en ríos de Estados Unidos. El primero de ellos fue un modelo de predicción estacional propuesto por Hartaban et al. (2002) para el río Truche-Carson. Este estudio consistió en la incorporación de índices climáticos como variables predictivas en un modelo de regresión local, donde las variables seleccionadas fueron índices de temperatura de la superficie del mar, anomalías de altura geopotencial de 500mb y la altura de nieve equivalente. Los resultados mostraron que la incorporación de índices climáticos mejoran los pronósticos, particularmente cuando se emplean los índices de temperatura de la superficie del mar y anomalías de altura geopotencial. Salas et al. (2011) llevaron a cabo un análisis de

predicción en tres ríos afluentes del río Colorado. El análisis se enfocó en realizar pronóstico estacional (abril-julio) y anual considerando dos periodos diferentes (abril-marzo y octubre-septiembre), basados en la incorporación de diversos índices climáticos océano-atmósfera en modelos estadísticos. Ellos comenzaron su estudio con un análisis de varianza atacando el problema de multicolinealidad, donde el objetivo yacía en poder reducir los potenciales predictores. Los autores emplearon diferentes técnicas multivariadas: análisis de correlación canónico, análisis de componentes principales y análisis de regresión múltiple. Los resultados obtenidos con los modelos ajustados en la validación mostraron el potencial de los indicadores empleados en la adecuada descripción de la evolución de los regímenes de caudales en los sitios de estudio. Además, ellos mencionaron en sus conclusiones que las componentes extraídas del análisis de componentes principales resultaron más eficientes respecto de las extraídas del análisis de correlación canónica.

Un estudio de predicción de caudales mensuales en ríos de Colombia fue emprendido por Poveda et al. (2002b), utilizando métodos lineales (*Holt-Winters*) y no lineales (Regresión Adaptativa Multivariada y Modelos Autoregresivo de Media Móvil Integrados), empleando como variables predictivas los índices que caracterizan los fenómenos del ENSO y la QBO (*Quasibinal Oscillation* en inglés). Ellos encontraron en sus resultados importantes significancias estadísticas de los índices del ENSO como predictores, así como ventajas de la predicción con métodos no lineales sobre los lineales.

Algunos intentos de predecir el caudal de los ríos utilizando técnicas estadísticas e incorporando índices climáticos también se han llevado a cabo en Europa, como lo demuestran los análisis de Wedgbrow et al. (2002). Estos autores analizan la dependencia de la variabilidad de los caudales en ríos de Inglaterra, respecto de índices climáticos e indicadores de anomalías de temperaturas a nivel del mar, encontrando la utilidad de estas variables macroclimáticas para pronosticar los caudales de los ríos en esta región. En un trabajo posterior, Wilby et al. (2004) llevaron a cabo un pronóstico estacional de caudales mensuales en el río Támesis, empleando como indicadores la temperatura media sobre el nivel del mar, denotándose como un indicador plausible para fines de predicción de caudales. En este mismo sentido, Rimbu et al. (2004) encontraron que las oscilaciones en los regímenes de caudales en verano y primavera en el Río Danubio pueden ser parcialmente predecibles a partir de las temperaturas sobre el nivel del mar en el invierno anterior en determinadas regiones del Pacífico y el Atlántico. Ya más recientemente, Ionita et al. (2008) llevaron a cabo un análisis de validación de caudales en los meses de primavera para el río Elba, utilizando como variables predictivas los índices de la NAO y la AO, así como las componentes principales extraídas del análisis de las series invernales de los índices climáticos, mostrando en los resultados su potencialidad en la predicción de caudales en los ríos de Europa.

CAPÍTULO 3

ESTADO ACTUAL DEL ANÁLISIS DE FRECUENCIA DE CRECIDAS

En este capítulo se presenta una revisión a modo de resumen del estado actual del análisis de frecuencia de crecidas. Para ello en una primera parte se introduce resumidamente el análisis de frecuencia y los diferentes enfoques implementados para el estudio de crecidas asumiendo estacionaridad. En una segunda parte se presentan las diferentes aproximaciones propuestas para el estudio de crecidas asumiendo modelos estadísticos no estacionarios.

3.1 Análisis de frecuencia

El análisis de frecuencia nace como una alternativa para llevar a cabo la descripción e inferencia de fenómenos en los cuales el modelo matemático resultante es muy complicado. De forma simple podemos definir el análisis de frecuencia como el método de ajuste de una distribución de probabilidad a una serie de n observaciones de variables aleatorias, x_1, x_2, \dots, x_n , donde las variables aleatorias son asumidas independientes e idénticamente distribuidas, por lo que derivan de la misma población de la variable aleatoria X . Este método se ha convertido una herramienta de importante aplicación no solo en la Hidrología sino en el análisis estadístico en diversos campos de investigación.

Antes de llevar a cabo inferencia estadística por medio de análisis de frecuencia, es necesaria la estimación de los parámetros del modelo estadístico. Cada estimador de un parámetro es una función de los valores de la muestra, los cuales son observaciones de la variable aleatoria. Así, el propio parámetro estimado es una variable aleatoria. Por lo cual, la bondad de un estimador puede ser juzgado a partir de su distribución. Independientemente de las técnicas utilizadas para la estimación de los parámetros, estos deben cumplir con 4 propiedades importantes: eficiencia, suficiencia, consistencia y sesgo nulo.

3.1.1 El análisis de frecuencia en Hidrología

Las fases de planeación, diseño, construcción y operación de las infraestructuras hidráulicas están siempre relacionadas con eventos hidrológicos futuros. Sin embargo, la complejidad de los procesos físicos de estos eventos hacen casi imposible tener estimadores confiables de diseño basados en las leyes de la Mecánica o la Física. Por tanto, en situaciones en las que se dispone de las observaciones en una estación de aforo, el análisis de frecuencia surgió como una alternativa para los ingenieros e hidrólogos. Cuando el análisis de frecuencia está enfocado en series de caudales máximos, este es denominado en la literatura como análisis de frecuencia de crecidas. Aunque la selección de las crecidas generalmente consta de series de valores máximos anuales, existen métodos alternativos como son la selección de crecidas sobre un umbral o la selección de crecidas de duración parcial, bajo los cuales se debe seguir preservando la hipótesis de variables independientes e idénticamente distribuidas, es decir, la hipótesis de estacionariedad.

Generalmente el uso del método del análisis de frecuencia con aplicación al estudio de crecidas tiene como objetivo estimar la magnitud de un evento para el diseño de obras hidráulicas, el manejo de las llanuras de inundación, y como ayuda en la planeación y manejo de las cuencas hidrológicas. Sin embargo, el hidrólogo no solo debe estimar el evento de diseño, sino también debe proporcionar la probabilidad de excedencia del evento (o período de retorno Tr), con el objetivo de fijar la seguridad del funcionamiento de la obra o bien el riesgo de fallo (Stedinger et al., 1993).

Resulta incuestionable que el hidrólogo ha contado en el análisis de frecuencia con la herramienta para la estimación del nivel de seguridad de las estructuras hidráulicas, en el cual este está vinculado a la distribución de probabilidad de las variables hidrológicas que mantienen durante su servicio. Como un ejemplo claro de aplicación tenemos el caso de los embalses, donde las principales variables de diseño son el volumen almacenado y la capacidad del vertedero. Los vertederos son diseñados para una crecida de diseño de muy alto Tr (en algunos países se emplea $Tr = 10,000$ años) que satisfaga la seguridad de este durante la vida útil del embalse. Sin embargo, aquí es importante destacar que se asume una probabilidad de fallo, la cual estaría vinculada a la presencia de una crecida mayor a la capacidad del vertedero, determinando esta probabilidad de fallo en función del potencial de los daños posibles. Por lo que una subestimación en la crecida de diseño nos llevaría a unos resultados catastróficos, mientras que una sobreestimación equivaldría a un incremento muy importante en los costes de construcción innecesarios (Francés et al., 1994; Francés, 1995; 1998).

3.2 Modelos estadísticos estacionarios

Modelos estadísticos estacionarios han sido los habitualmente utilizados en el estudio de la frecuencia de crecidas. De forma simple podemos definir estos modelos como una combinación de una función de distribución de probabilidad y un método de estimación de parámetros. Existen diversos métodos propuestos para la estimación de los parámetros, dentro de los más utilizados podemos encontrar los métodos de momentos, máxima verosimilitud y mínimos cuadrados (Ang y Tang, 1975; Waylen y Woo, 1982), aunque se han propuesto otros como los momentos de probabilidad compensada (PWM) (Greenwood et al., 1979), momentos-L (Hosking, 1990) y máxima entropía (Jowitt, 1979). La revisión de la literatura muestra que aunque existen diversos métodos

planteados, la estimación por máxima verosimilitud es la más ampliamente usada, lo cual está vinculado a sus características de simplicidad y exactitud, y sus propiedades estadísticas asintóticas.

En el contexto del análisis de frecuencias clásico, hay una abundancia en la literatura sobre el modelado de crecidas. Por ejemplo, se puede revisar Cunnane (1989) para un estudio de las funciones de distribución comúnmente utilizadas en el análisis de frecuencias de crecidas en diferentes regiones del mundo. Por otro lado, trabajos previos de revisión y crítica a las técnicas de análisis de frecuencia de crecidas, resultan interesantes los trabajos de GREHYS (1996), Lang et al. (1999) y Madsen et al. (1997a; 1997b).

3.2.1 Esquemas en la implementación de modelos estadísticos estacionarios para el estudio de crecidas

La aplicación del análisis de frecuencia de crecidas a partir de modelos estadísticos habitualmente parte de la existencia de datos registrados de caudales. Sin embargo, los hidrólogos se han enfrentado a diversos problemas en su implementación; entre estos problemas se encuentran la falta de mediciones en los sitios de estudio o un pobre registro. Ante esto, se han desarrollado diferentes aproximaciones en el análisis de frecuencia de crecidas, las cuales podemos clasificar por su extensión espacial y temporal.

El primer esquema lo podemos definir como el análisis de frecuencia local, en esta aproximación se asume que se cuenta con una serie observada en una estación de aforo la cual se ajusta a una distribución de probabilidad donde los parámetros son estimados de los datos. Aunque generalmente se emplean series de máximos anuales, como se mencionó anteriormente existen métodos alternativos para la selección de los eventos. Como menciona Rossi et al. (1994) gracias a la expansión en las actividades de medición de caudales durante el siglo pasado ha sido posible el poder llevar a cabo trabajos de análisis de frecuencia de crecidas a partir de dichas mediciones.

Cuando se cuenta con unas series de registro inexistentes o de muy corta longitud, los hidrólogos han optado por llevar a cabo un análisis de frecuencia de crecidas en un contexto regional (Shu y Ouarda, 2008), en el cual los resultados de los análisis de frecuencia local son extrapolados espacialmente a otros sitios con análisis de regresión lineal o no lineal. En este esquema existe otro enfoque, el cual consiste en la determinación de parámetros regionales para la función de distribución. La implementación de ambos enfoques requiere que la expansión espacial del análisis de frecuencia se lleve a cabo dentro de una región homogénea, la cual debe ser definida previamente por medio de test estadísticos.

En los dos esquemas anteriores la estimación de los parámetros para el modelo estadístico es llevada a cabo considerando solo información en la estación de aforo. Diversos investigadores han planteado la necesidad de incorporar información de las crecidas antes del periodo de medición para la estimación de unos parámetros más estables (Francés, 1995; Francés, 1998; Benito y Thorndycraft, 2005; Botero, 2006). Esta información denominada No Sistemática puede ser de tipo histórico o de paleocrecidas. Dentro de este esquema también podemos encontrar en un primer plano métodos que

corrigen o extienden la información en un punto a partir de una serie histórica vecina con un registro más largo (Merz y Blöschl, 2008).

3.3 Modelación no estacionaria

La estacionaridad ha sido durante muchos años una hipótesis común y practica en la Hidrología. De hecho, en la actualidad toda la infraestructura hidráulica con la que contamos ha sido diseñada bajo este supuesto. Sin embargo, los estudios de las últimas décadas que han evidenciado el impacto de la variabilidad climática en la aceleración del ciclo hidrológico (NRC, 1999), aunado al incremento de las actividades humanas, han llevado a los investigadores a cuestionar los resultados del análisis de frecuencia de crecidas bajo el supuesto de estacionaridad (Khaliq et al., 2006). Como un ejemplo de lo anterior, tomemos el caso de una obra de protección diseñada con base a la estimación de una crecida para un periodo de retorno de 100 años (por tanto asociada a una probabilidad de excedencia año a año de 0.01), si asumimos un contexto no estacionario esta podría no asumir el nivel de protección sobre la vida útil de la obra, ya que los cambios en la probabilidad de excedencia de las crecidas podría originar que el periodo de retorno de la crecida decreciera sobre la vida útil de la obra. Como resultado de este posible escenario, se han propuesto diversos modelos estadísticos que permitan considerar la no estacionaridad ante el forzamiento de cambios climáticos y/o cambios inducidos por el hombre. Por medio de estos modelos propuestos se ha tratado de evidenciar los cambios que exhiben las crecidas en su evolución temporal, así como el impacto de dichos cambios en la inferencia de eventos de diseño para una probabilidad de excedencia dada.

La propuesta de modelos que tomen en cuenta las posibles no estacionaridades en la estimación de eventos para probabilidades de excedencia surge en los años recientes, presentándose con una mayor intensificación en la última década, lo cual es evidente ante el incremento en el número de publicaciones que abordan esta cuestión. Sin embargo, es importante mencionar que la necesidad de ajustar funciones de distribución a series temporales no estacionarias no es nueva, ya que a principios del siglo XX Student (Cave y Pearson, 1914) sugirió que la tendencia en una serie puede ser eliminada diferenciándola una o varias veces. En principio se asume una tendencia lineal, aunque si no es el caso pueden ser usadas técnicas no lineales. Entonces la función de distribución es ajustada a la serie sin tendencia. No obstante, lo anterior sugiere un problema, ya que a pesar de que la técnica de diferenciación satisface el poder asumir la estacionaridad, la serie resultante utilizada en el ajuste de la función de distribución no es la serie original sino una serie transformada, lo cual puede alterar significativamente la estructura de la serie de datos.

Por otro lado, Porporato y Ridolfi (1998) estudiaron un hipotético caso de una tendencia superpuesta a una variable aleatoria estacionaria, con especial alusión al caso simplificado de tendencia lineal, encontrando en sus resultados que débiles no estacionaridades pueden presentar efectos significativos en la estimación de la probabilidad de excedencia. Ellos concluyeron en su trabajo que el ignorar los efectos de las posibles no estacionaridades en las probabilidades de excedencia, pueden resultar en una significativa subestimación en el diseño y planeación de estructuras hidráulicas.

Un trabajo en el cual se abordaron dos aspectos importantes en el riesgo de eventos extremos bajo condiciones de no estacionaridad, fue el presentado por Olsen et al. (1998). Los autores examinaron como la definición del término periodo de retorno podría

adaptarse a las condiciones de no estacionaridad, ya que en estas condiciones la probabilidad de ocurrencia de un cierto evento podría cambiar para cada año. Ellos proponían que si se identifica una tendencia creciente en la media de la serie temporal, la redefinición de periodo de retorno como el tiempo de espera estimado antes del fallo podría proveer un diseño más conservador. En su trabajo ellos usaron la distribución Gumbel para modelar la probabilidad de fallo bajo condiciones no estacionarias, donde para su estudio hicieron depender la probabilidad de un evento extremo de la tasa cambio de los parámetros de la función de distribución en el tiempo. Esto mencionan es aplicable cuando es conocida la tendencia en el parámetro de la variable aleatoria. Si la tendencia es desconocida, es necesario poder estimar el cambio máximo en el parámetro para poder establecer un límite superior en la estimación de la probabilidad de fallo.

Una importante revisión de modelos no estacionarios en el análisis de frecuencias fue llevada a cabo por Khaliq et al. (2006) en la que presentaron algunos de los esquemas de modelos estadísticos propuestos hasta 2005, así como los planteamientos de los posibles caminos a seguir en el análisis de frecuencia bajo condiciones de no estacionaridad. De acuerdo a lo presentado en este trabajo, la incorporación de no estacionaridad en el análisis de frecuencia es una alternativa en la cual se debería poner una mayor atención. Los autores mencionaron también que los supuestos de independencia y estacionaridad solo tendrían que usarse como una primera aproximación, y que los modelos no estacionarios se deben posicionar como una alternativa de mayor empleo. A continuación se describen los esquemas presentados por Khaliq et al. (2006), y además, se añaden los modelos encontrados en la revisión de literatura en años recientes.

3.3.1 Modelo con distribuciones de probabilidad con componentes mixtas

Waylen y Caviedes (1986) introdujeron un modelo usando distribuciones de probabilidad con componentes mixtas, donde cada componente correspondía a diferentes condiciones atmosféricas. En su trabajo ellos condicionaron las distribuciones a las dos fases del ENSO (fase cálida y fase fría) para la estimación de cuantiles en ríos de Chile y Perú. En su análisis los autores dividieron sus series temporales en tres muestras: crecidas durante eventos Niño, crecidas durante eventos Niña y crecidas en año Normal. La formulación propuesta por Waylen y Caviedes (1986) es el resultado de la suma ponderada de las funciones de distribución para cada muestra. El factor de ponderación lo estimaron como la relación entre los datos de cada muestra y los datos de la serie completa. La representación de la mezcla de funciones de distribución estaba dada por

$$F_T(X \geq x) = \rho_1 F_1(X \geq x) + \rho_2 F_2(X \geq x) + \dots + \rho_i F_i(X \geq x) \quad (3-1)$$

donde F_T representa la función de distribución mixta, F_i es la función de distribución de cada muestra resultante de la discretización y ρ_i representa el factor de ponderación de cada muestra. Los autores asumieron en su estudio una distribución Gumbel mixta de tres componentes; ellos encontraron que las características anuales de las crecidas son altamente variables correspondientes a los tres grupos de condiciones atmosféricas. También observaron que los parámetros del modelo revelaban marcadas tendencias espaciales en la gravedad y el alcance de las inundaciones durante cualquier conjunto de condiciones, y destacaron la importancia de la orografía en las características regionales de la frecuencia de las crecidas. Una aplicación más reciente de este método propuesto se

puede encontrar en el trabajo desarrollado por Poveda y Álvarez (2012), quienes implementaron el método en ríos de Colombia usando las funciones de distribución Lognormal, Gumbel y Fréchet. Aunque este modelo no es del todo un modelo no estacionario, es de destacar que se considera el hecho de que las crecidas son generadas por distintos procesos. No obstante, la aplicación de este método creemos que tiene potencial en cuanto a encontrar una justificación física razonable para asumir los eventos de crecidas como no idénticamente distribuidos, es necesario en un paso posterior el modelar las series de crecidas con algunas de las aproximaciones que se describen a continuación.

3.3.2 Modelos de tendencias temporales en los parámetros de las distribuciones

En este esquema en el cual básicamente se asocian las tendencias en el tiempo con los parámetros de las funciones de distribución, se tiene que a partir de los parámetros $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n$ de la función de distribución seleccionada estos se asumen dependientes del tiempo $\theta_1(t), \theta_2(t), \dots, \theta_n(t)$. En la literatura se puede encontrar que se han formulando diferentes tipos de tendencias (p. ej. lineal, parabólica, etc.) en la modelación de la dependencia los parámetros de las distribuciones, las cuales se han asumido con formulaciones paramétricas principalmente. Entre los trabajos que se han desarrollado bajo este esquema se pueden destacar los trabajos que se mencionan a continuación a modo de resumen.

Un modelo no estacionario con la incorporación de tendencias temporales en los parámetros de la distribución General de Valores Extremos (GEV de sus siglas en inglés), fue el propuesto por McNeil y Saladin (2000), en el cual se asumieron tendencias lineales en los parámetros de localización y forma, así como en los logaritmos de los parámetros de escala para la modelación de eventos de crecidas por encima de un umbral. El análisis consistió en comparar los resultados proporcionados por el modelo bajo las diferentes combinaciones de acuerdo a la incorporación o no de tendencia en los parámetros. Los modelos mostraron que asumiendo tendencias lineales en los parámetros, estos presentaron la suficiente flexibilidad para modelar cambios en la frecuencia de las crecidas. Los autores establecieron estas conclusiones, después de analizar los modelos bajo diferentes escenarios de incrementos y decrementos en la frecuencia.

En un trabajo posterior Stedinger y Crainiceanu (2001) estudiaron el asumir la hipótesis de no estacionaridad en la modelación de crecidas anuales tratando de observar el impacto de diferentes representaciones de variabilidad climática en la evaluación del riesgo. Una de las aproximaciones propuesta por los autores consistió en un modelo de tendencia lineal en los logaritmos de la media, que denominaron modelo de tendencia Lognormal. El caso de aplicación fue una serie de crecidas máximas anuales en una cuenca alta del río Mississippi. Con este modelo ellos proyectaron la probabilidad de no excedencia para el periodo 1999-2030 asumiendo la pendiente producto de la tendencia positiva observada o un valor constante a partir de 1998. Los autores establecieron dentro de sus principales conclusiones, que no estaba claro como proyectar un cambio climático real si no se entienden los mecanismos físicos que producen el cambio, y exhortaban que en estudios futuros se incorporaran dichos mecanismos en la modelación.

Cox et al. (2002) en su trabajo acerca de las diferentes aproximaciones en el estudio probabilístico de las crecidas, abordaron una breve discusión acerca de la necesidad de extender el estudio a un contexto no estacionario. Para lo cual proponían de forma simple el asumir tendencias lineales en el tiempo en los parámetros de localización y escala de la distribución Gumbel (probabilidad de excedencia de 0.01), considerando un horizonte de planificación de un determinado número de años. Ellos reportaron en sus conclusiones la importancia de considerar el efecto de tendencias temporales en la estimación de cuantil de diseño, así mismo consideran que dependiendo de la naturaleza y características de los datos, otras formas de tendencias temporales podrían considerarse.

Modelación no estacionaria en la frecuencia de crecidas en cuencas del sur de Alemania fue llevada a cabo por Yi et al. (2006), en el cual contribuyeron a la exploración de funciones de regresión para la incorporación de la no estacionaridad en la distribución de los parámetros. Tres funciones extendidas de la función Gumbel y Log-Pearson 3 fueron formuladas con el objetivo de incorporar cambios temporales en las series de crecidas máximas anuales. Los autores establecieron sus conclusiones en el sentido de que era necesario introducir la no estacionaridad en el análisis de frecuencia de crecidas, además de exhortar a futuras investigaciones la incorporación de covariables adicionales al tiempo, que presentarán una relación entre las crecidas y el sistema climático, a fin de contar con covariables que caracterizarán la no estacionaridad presente.

Entre otros estudios en este esquema se encuentra el presentado por El Aldouni et al. (2007) en el cual propusieron un modelo donde los parámetros de localización y escala de la distribución GEV dependen del tiempo. Ellos proponían a diferencia de los modelos descritos anteriormente, en los cuales los parámetros son estimados por el método de máxima verosimilitud (ML por sus siglas en inglés), el estimar los parámetros con base a el método de máxima verosimilitud generalizado (GML por sus siglas en inglés), el cual fue propuesto originalmente por Martins y Stedinger (2000). Tres modelos fueron los asumidos: tendencia lineal en el parámetro de localización, dependencia entre el parámetro de localización y el tiempo por medio de una función cuadrática y el caso de tendencia lineal en los parámetros de localización y escala. En sus conclusiones exhibieron las bondades del GML sobre el ML en la estimación de los parámetros del modelo, así como la necesidad de estimar el riesgo de inundaciones en el contexto no estacionario, además de exponer que bajo este contexto el concepto actual de periodo de retorno comienza a perder sentido según se ha definido históricamente.

Una extensión de modelos dentro de este esquema yace en aquellos en los que se han asociado las tendencias en las series de eventos extremos con la variabilidad climática (p. ej. ENSO). En estos modelos covariables han sido incorporadas en la distribución de los parámetros, es decir a partir de un vector de covariables $\mathbf{X} = [x_1, x_2, \dots, x_n]$, los parámetros de la función de distribución pueden ser asumidos dependientes de las covariables, donde se puede incorporar más de una covariable a los modelos. A continuación se presentan algunos de los trabajos desarrollado en este contexto.

Coles (2001) describió la variación sobre el tiempo del parámetro de localización de la distribución GEV asumiendo una dependencia lineal y cuadrática del parámetro respecto del tiempo. Una vez observados los resultados con el modelo de tendencia temporal, incorporó el índice de la Oscilación del Sur (SOI en inglés) como covariable explicativa del parámetro. El utilizó en ambos casos el método de máxima verosimilitud en la

estimación de los parámetros. El autor sugiere que la incorporación del índice climático ayuda en una descripción más adecuada de los cambios en la modelación de las crecidas.

Katz et al. (2002) presentaron un estudio en el cual se cuestionaban la necesidad de tener una mayor coherencia física en la modelación estadística de eventos extremos en Hidrología. Uno de los temas abordados en su trabajo fue la necesidad de incorporar tendencias temporales en los parámetros de la distribución GEV bajo diferentes aproximaciones para la modelación de las crecidas máximas anuales. También se presentó un marco de modelación no estacionaria considerando las crecidas por encima de un umbral, donde el modelo consistió en un proceso de Poisson para la selección de las crecidas y se asumió la distribución de Pareto Generalizada. En sus modelaciones no solo consideraron tendencias en el tiempo, sino que incorporaron forzamientos externos adicionales, siendo este el SOI, mostrando los resultados que el fenómeno ENSO caracteriza de forma razonable las variaciones interanuales de los eventos de crecidas y precipitaciones en Estados Unidos.

Un estudio comparativo de diversos modelos no estacionarios en el contexto de incorporación de tendencias temporales en los parámetros de las distribuciones Lognormal y GEV fue el llevado a cabo por Aissaoui-Fqayeh, I. et al. (2009). Ellos asumieron como premisa en su trabajo que las series de crecidas experimentan en su comportamiento desviaciones del supuesto de estacionaridad. La dependencia de los parámetros de las distribuciones como función del tiempo, fueron modeladas considerando parámetros constantes y las representaciones paramétricas lineal y cuadrática. En este estudio el SOI fue el indicador utilizado como covariable explicativa en los modelos. El análisis de comparación entre los modelos se llevó a cabo por medio de un análisis de Monte Carlo, exhibiendo en los resultados la flexibilidad de los modelos propuestos en la estimación de los cuantiles bajo condiciones no estacionarias.

En cada uno de los estudios presentados hasta aquí, la dependencia de los parámetros respecto del tiempo o las covariables fueron modeladas asumiendo a priori formulaciones paramétricas. Sin embargo, en la práctica es necesario no solamente trabajar con formulaciones paramétricas y resulta necesario el extender el estudio a formulaciones no paramétricas que nos permitan tomar de mejor manera la presencia de no linealidad entre las variables predictivas y los parámetros. En este sentido podemos encontrar estudios en los cuales se han asumidos formulaciones no paramétricas en la modelación de variables hidrometeorológicas utilizando funciones de suavizado (Koenker y Schorfheide, 1994; Gaetan y Grigoletto, 2004) y redes neuronales (Cannon, 2010). Una aplicación de formulaciones no paramétricas en el estudio de crecidas fue el presentado por Villarini et al. (2009b). Los autores haciendo uso de los GAMLSS modelaron la frecuencia de crecidas en una cuenca urbana en Estados Unidos asumiendo dependencia no lineal por medio de formulaciones de suavizado entre los parámetros de las distribuciones y las covariables incorporadas en el estudio. La densidad de población y la precipitación fueron las covariables externas empleadas en la descripción de los parámetros de las distribuciones asumidas en el estudio. Villarini et al. (2009b) establecieron en sus conclusiones la necesidad de asumir no linealidades en la dependencia para la estimación de los parámetros, así mismo, destacaron la importancia del crecimiento exponencial de la población en la caracterización de los cambios que pueden experimentar los regímenes de crecidas en cuencas urbanas. Es importante destacar también que este es uno de los pocos

estudios en los cuales se han incorporado factores de origen antropogénico en la modelación de crecidas.

3.3.3 Modelos de tendencias temporales en los momentos estadísticos de las distribuciones

En lo que respecta a trabajos en los cuales se ha incorporado la tendencia a los momentos estadísticos de las distribuciones, este ha sido un esquema menos abordado. Strupcsewski et al. (2001b) presentaron un trabajo en este contexto, en el cual introdujeron un modelo estadístico no estacionario de análisis de frecuencia a 6 funciones de distribución clásicas considerando tendencia en el tiempo en sus dos primeros momentos estadísticos (media y varianza). Cuatro casos de tendencias temporales fueron los estudiados: i) tendencia en la media, ii) tendencia en la varianza, iii) tendencia en la media y la varianza asociadas por un valor constante del coeficiente de variación y iv) tendencia en la media y varianza sin asociación. Los autores asumieron las dependencias de tipo lineal y parabólica en la forma de las componentes de tendencias tanto en la media como en la varianza. El método de máxima verosimilitud fue el propuesto para la estimación de los parámetros de las distribuciones, las cuales consistieron en: Normal, Lognormal 2p, Lognormal 3p, Gamma 2p, Gamma 3p (Pearson Tipo III) y Gumbel. El criterio de selección de los modelos consistió en minimizar el valor del criterio de información de Akaike, con el cual se compararon 56 diferentes combinaciones de modelos. Strupczewski et al. (2001; 2001b; 2001a) llamaron a este método “método para la identificación de distribuciones y tendencias”. La aplicación de los modelos óptimos para diseño hidrológico en condiciones no estacionarias se empleó en 39 series de crecidas en ríos de Polonia teniendo 70 años (1921-1990) de periodo común. Los resultados mostraron que 50% de las series fueron identificadas con marcados síntomas de no estacionaridad (tendencias decrecientes en la media y la varianza). Tendencias decrecientes fueron observadas en la estimación de los cuantiles durante el periodo de las observaciones en 27 de las 39 series de crecidas.

3.3.4 Modelos no estacionarios en un contexto regional

Dentro de la modelación no estacionaria en un contexto regional, Cunderlink y Burn (2003) presentaron un trabajo en el cual desarrollaron un modelo proponiendo una aproximación no estacionaria de segundo orden para un análisis de frecuencia de crecidas agrupado, donde asumieron la no estacionaridad para cada estación en los dos momentos estadísticos. En el modelo propuesto separaron la no estacionaridad en la función del cuantil agrupado considerando una componente local dependiente en el tiempo, y una componente regional que pudiera considerarse como independiente en el tiempo bajo el supuesto de no estacionaridad de segundo orden. Debido que la información se tiene para cada estación, la información es agrupada para desarrollar una curva de crecimiento estacionaria, la cual es aplicable a un grupo de estaciones, siendo donde yace la aproximación regional. La función cuantil agrupada fue expresada por:

$$Q(p, t) = w(t)q(p) \quad (3-2)$$

donde $Q(p, t)$ es el cuantil con una probabilidad p en el tiempo t , $w(t)$ es la componente local dependiente en el tiempo y $q(p)$ es una componente regional invariante de la función cuantil definidos como

$$w(t) = \mu(t)\sigma(t) \quad (3-3)$$

$$q(p) = \phi(p, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n) \quad (3-4)$$

donde $\mu(t)$ y $\sigma(t)$ son los parámetros de localización y escala, ϕ es una distribución específica del factor de escala de frecuencia y θ_i es un conjunto de n parámetros estacionarios que describen la curva de crecimiento agrupada. Los parámetros de la componente local fueron estimados de las series temporales descompuestas asumiendo una componente de tendencia y un residual dependiente en el tiempo de una variable aleatoria que representará las fluctuaciones irregulares alrededor de la tendencia. Posteriormente, la no estacionaridad en el parámetro de localización fue estimada de la componente de tendencia y en el parámetro de escala de la variabilidad en la componente del residual. Cunderlink y Burn (2003) demostraron la aplicabilidad de su modelo al aplicarlo a una serie de crecidas máximas anuales de un grupo de cuencas homogéneas en Canadá. Ellos reportaron producto de sus resultados que el omitir incluso una débil significativa no estacionaridad en la serie de temporales, esta puede resultar en un grave sesgo en la estimación del cuantil. Es importante destacar que este es un modelo de aproximación no paramétrica.

Cunderlink y Ouarda (2006) definieron las componentes para un modelo de caudal-duración-frecuencia en un contexto no estacionario en una escala regional. La aproximación fue asumida bajo el supuesto de no estacionaridad en los dos primeros momentos de las series, y en los parámetros del modelo caudal-duración-frecuencia. Los autores mostraron que sesgos significativos en la estimación de los cuantiles se pueden presentar si la presencia de no estacionaridad es ignorada aplicando no solo la metodología en la escala regional, sino también a escala local.

Dentro de los análisis a escala regional Leclerc y Ouarda (2007) llevaron a cabo modelación de la frecuencia de crecidas en sitios no aforados asumiendo que la premisa de estacionaridad no es válida. Los autores utilizaron análisis de correlación canónico para establecer la similitud entre las cuencas de estudio. Tres tipos de descriptores fueron los utilizados: hidrológicos, meteorológicos y variables fisiográficas. El método de estimación regional elegido para la transferencia de información fue la regresión múltiple. El modelo no estacionario fue propuesto con base a la distribución GEV. La no estacionaridad solamente se consideró en el parámetro de localización de modelo. En cuanto a la forma de la tendencia asumida en el parámetro esta fue lineal y cuadrática. Así, cuatro tipos de modelos fueron los comparados: i) modelo estacionario; ii) modelo de dependencia lineal en el tiempo de los parámetros de localización; iii) modelo de dependencia en el tiempo por medio de una función cuadrática y iv) modelo de dependencia lineal en el tiempo de los parámetros de escala y forma. Leclerc y Ouarda (2007) observaron que el ignorar tendencias en el régimen de crecidas en un sitio no aforado, podría conducir a una significativa subestimación o sobreestimación en la inferencia con el modelo estacionario de los cuantiles de diseño.

3.3.5 Método del cuantil de regresión

El método del cuantil de regresión fue desarrollado por los economistas Koenkar y Basset (1978), y es clasificado como un método semi-paramétrico para estimar los cuantiles condicionales. Ellos definieron los cuantiles condicionales a través de la regresión:

$$Q_{pt} = \Psi_p(\mathbf{X}_t) + v_{pt} \quad (3-5)$$

donde $\Psi_p(\mathbf{X}_t)$ es una función lineal o no lineal que relaciona los cuantiles condicionales con las variables predictivas empleadas en el modelo (p. ej. tiempo, covariables externas). En adición al primer término, un término de error v_{pt} es añadido, donde este es un proceso de ruido con el cuantil cero y varianza σ_p^2 . El proceso de ruido puede presentar homocedasticidad, es decir la misma varianza para todos los errores en las observaciones o heterocedasticidad, es decir cuando la varianza de los términos de perturbación \mathbf{X}_t no es constante. Donde $\mathbf{X}_t = [x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{mt}]$ es el vector de covariables empleadas. La estimación de $\Psi_p(\mathbf{X}_t)$ se obtiene resolviendo el problema de minimización:

$$\min_{\Psi_p(\mathbf{X}_t)} \sum_{t=1}^n R_p(Q_{pt} - \Psi_p(\mathbf{X}_t)) \quad (3-6)$$

donde $R_p(u) = [|u| + (2p - 1)u]/2$. Como una primera aproximación se tiene, que si en la ecuación (3-6) Ψ_p es asumida lineal y consideramos el percentil del 50% (mediana) entonces la regresión es definida como

$$\Psi_p(\mathbf{X}_t) = \beta_p \mathbf{X}_t \quad (3-7)$$

donde β_p es un vector de coeficientes de regresión de dimensiones $m \times 1$ para los cuantiles. Sankarasubramanian y Lall (2003) llevaron la aplicación de este método a al estudio de las crecidas, para ello adoptaron la aproximación lineal. Los autores aplicaron el método a los registros de crecidas del río Clark Fork en el oeste de Estados Unidos. Este trabajo fue uno de los pioneros en la incorporación de covariables de origen climático en los modelos estadísticos, siendo los índices SOI y PDO las covariables seleccionadas para la modelación. Sankarasubramanian y Lall (2003) aplicaron este método en conjunto con el método de verosimilitud local (el cual se describe en el siguiente apartado). Ellos observaron que la aproximación con el método no paramétrico de verosimilitud local es relativamente superior al método de cuantil de regresión en un análisis de covariables. Una aproximación con enfoque Bayesiano en la aplicación de este método fue presentada por Yu y Moyeed (2001) para estudios estadísticos, la cual se presenta como una alternativa interesante en la modelación de variables hidrológicas. Es importante mencionar que a pesar del potencial que presenta este método no ha recibido un importante interés en el campo de la Hidrología, no obstante en campos como la Economía es un método de basta aplicación. Este método cuenta con una aproximación que permite incorporar información censurada (Powell, 1986; Buchinsky, 1998), la cual no se ha aplicado en Hidrología. Esta aproximación tiene un importante potencial, ya que nos permitiría usar información histórica y paleocrecidas.

3.3.6 Método de verosimilitud local

Otro método alternativo de aplicación a la modelación no estacionaria de la frecuencia de crecidas fue el propuesto por Davison y Ramesh (2000). Ellos propusieron el método de verosimilitud local, el cual puede ser clasificado como semi-paramétrico. Los parámetros de la distribución en este modelo son asumidos como dependientes en el tiempo, por medio de una función polinomial. El método asume que el parámetro $\theta(t)$, para un valor de tiempo específico $t = t_0$, que se encuentra entre el rango de valores de

tiempo mínimo y máximo observados pueden ser estimados usando el polinomio ajustado en t , ponderando con mayor peso aquellos puntos de la serie de tiempo (t_j, y_j) más cercanos (Ramesh y Davison, 2002). En el ajuste de los modelos los pesos toman una función simétrica conocida como Kernel, mientras que el método propuesto para la estimación de los parámetros es el de máxima verosimilitud. Sankarasubramanian y Lall (2003) presentaron una extensión de este método al introducir covariables externas adicionales al tiempo en la estimación de los parámetros. Donde los parámetros del modelo son representados como una combinación lineal de covariables $\mathbf{V}_t = (v_{1t}, v_{2t}, \dots, v_{nt})$ y el vector de covariables puede constar de cualquier covariable externa:

$$\theta(\mathbf{V}_t) = \theta_0 + \sum_{k=1}^m \theta_k (v_{kj} - v_{kt}) \tag{3-8}$$

donde j denota todos los datos (\mathbf{V}) con sus respectivos pesos w_j . El método de verosimilitud local estima $\theta(\mathbf{V}_t)$ maximizando la verosimilitud de la muestra, de tal forma que los datos (\mathbf{V}_j) más cercanos al punto de estimación (\mathbf{V}_t) reciban una mayor ponderación (Ramesh y Davison, 2002). Sankarasubramanian y Lall (2003) usaron la formulación de Epanechnikov Kernel para la ponderación apropiada de los datos (\mathbf{V}_j) .

Esta aproximación fue aplicada por Sankarasubramanian y Lall (2003) para modelar del comportamiento no estacionario de la frecuencia de crecidas para un sitio dado, donde se derivó la no estacionaridad en las series de crecidas a partir de las variaciones climáticas en patrones de variabilidad de baja frecuencia, para lo cual se seleccionó el índice Niño 3 que caracteriza el comportamiento del fenómeno ENSO y el índice que caracteriza la PDO. La aplicación del método fue en una cuenca en estado natural en Montana, Estados Unidos. El estudio se enfocó en utilizar los modelos no estacionarios en la reconstrucción de los cuantiles sobre el periodo de registro, así como en la predicción de los cuantiles para una estación del año posterior. Los índices climáticos utilizados correspondían al periodo enero-abril. Ellos encontraron en estos índices potenciales variables predictivas para describir la no estacionaridad en series de crecidas en Estados Unidos, así como en la reconstrucción de los cuantiles históricos asumiendo no estacionaridad. En sus conclusiones al comparar los resultados respecto los obtenidos con el método del cuantil de regresión, ellos destacan los mejores resultados obtenidos con el método de verosimilitud local.

3.3.7 Modelos estocásticos

Dentro de la revisión presentada por Khaliq et al. (2006) de los esquemas en que se ha abordado la modelación no estacionaria de crecidas, creemos que un tipo de modelo que fue dejado de lado es el referente a modelos puramente estocásticos. Dentro de estos modelos podemos mencionar el propuesto por Stedinger y Crainiceanu (2001). En su modelo ellos asumieron que las crecidas son generadas por un proceso Autoregresivo de Media Móvil (ARMA por sus siglas en inglés) de bajo orden *ARMA* con parámetros (p, q) (Box et al., 1994):

$$\ln(Q_t) = \mu \sim ARMA(p, q) \tag{3-9}$$

Por medio de este modelo estocástico los autores intentaron explicar una tendencia creciente como una variabilidad extra debido a la persistencia en la serie de tiempo

estacionaria, con lo cual preservaban el supuesto de que la Hidrología es estacionaria a largo plazo. Este enfoque de modelado es particularmente atractivo por que mantiene el supuesto de variabilidad estacionaria mediante la adición de la persistencia al modelo de riesgo de inundación. Una interesante conclusión de sus investigaciones para este tipo de modelos estocásticos, es que incluso en los casos de tendencias significativas, existe un relativo pequeño impacto en la precisión del cuantil correspondiente al periodo de retorno de 100 años, mientras que un gran impacto fue observado en la precisión de la crecida estimada media.

Sveinsson et al. (2005) presentaron un modelo estocástico en el cual asumían que los procesos hidrológicos estaban caracterizados por cambios bruscos o saltos en la media. Más precisamente, asumían que el proceso subyacente se caracterizaba por múltiples estados estacionarios, donde estos solo se diferencian unos de otros por tener diferentes medias que variaban alrededor de la media a largo plazo del proceso. El modelo desarrollado fue llamado modelo de cambio en la media. Los autores incorporaron para los modelos distribuciones marginales sesgadas de manera que pudieran ser aplicables para el análisis de frecuencia de crecidas de eventos extremos. Las dos alternativas de modelos de cambio en la media fueron los desarrollados empleando las distribuciones GEV, Pearson III y Gumbel. La aplicación de los modelos se llevó a cabo para series temporales de flujos de salida máximos anuales en el lago Ontario. Sveinsson et al. (2005) utilizaron la distribución geométrica para calcular las longitudes de los cambios y la función de autocorrelación de los datos de la muestra para estimar los parámetros correspondientes. Los autores mencionan en sus conclusiones que las alternativas de modelos con distribuciones sesgadas, resultaron muy adecuados para la estimación de cuantiles superiores e inferiores para los datos que presentan un alto sesgo y autocorrelación. También mencionan que en los análisis de frecuencia los modelos generalmente proporcionaron resultados similares si las componentes correspondientes de cada modelo se modelan por el mismo tipo de distribución.

3.3.8 Modelos no estacionarios en un marco Bayesiano

En un marco Bayesiano la diferencia principal radica en que los parámetros de las distribuciones se tratan como variables estocásticas con el fin de explicar el conocimiento imperfecto de sus valores exactos. Además de usar la información proporcionada por la muestra de datos, el marco Bayesiano permite incorporar formalmente otras fuentes de información previas disponibles vinculadas con los parámetros de interés. Esta información previa es usada para definir la densidad de probabilidad previa de los parámetros. Un objetivo de los métodos Bayesianos es el calcular la distribución posterior de las variables deseadas, siendo en este enfoque los parámetros de la distribución de las crecidas anuales. La distribución posterior del vector de parámetros θ , es $p(\theta|\mathbf{y})$, dado por el teorema de Bayes como:

$$p(\theta|\mathbf{y}) = \frac{\pi(\theta) \cdot f(\mathbf{y}|\theta)}{p(\mathbf{y})} = \frac{\pi(\theta) \cdot f(\mathbf{y}|\theta)}{\int \pi(\theta) \cdot f(\mathbf{y}|\theta) d\theta} \quad (3-10)$$

donde θ son los parámetros de la distribución a ajustar, \mathbf{y} es el vector de observaciones, $\pi(\theta)$ es la distribución previa de los parámetros, $f(\mathbf{y}|\theta)$ es la función de verosimilitud de las observaciones y $p(\theta|\mathbf{y})$ es la distribución posterior de los parámetros dada las observaciones.

Entre las investigaciones en este sentido se destacan los siguientes trabajos: Kwon et al. (2008) abordaron la modelación de crecidas en ríos de Estados Unidos proponiendo un modelo jerárquico bayesiano, para lo cual propusieron incorporar como covariables externas en el parámetro de localización y escala de la función de distribución Gumbel índices de los patrones de variabilidad Niño 3 y PDO, índices de anomalías de temperaturas de la superficie del mar, precipitación pronosticada con los modelos de circulación global e índices de altura de nieve equivalente. Ellos mencionaron en sus conclusiones la habilidad de los índices climáticos utilizados en capturar las variaciones interanuales de las crecidas. Destacaron además del modelo propuesto el poder estimar las bandas de incertidumbre para los parámetros del modelo y su distribución. En el estudio se introdujo el algoritmo de Cadena de Markov Monte Carlo ("Markov Chain Monte Carlo" MCMC), exhibiendo el potencial del algoritmo en la estimación de los parámetros del modelo y las bandas de incertidumbre en la estimación de los parámetros.

Lima, C. y Lall, U., (2010) propusieron una metodología para calcular crecidas de diseño (p. ej. 100 años) en cuencas no aforadas sin considerar la hipótesis de estacionariedad. Un modelo estadístico basado en un buen conocimiento de la ley de escala caudal-área fue propuesto, mientras que un modelo jerárquico bayesiano fue el usado para incorporar información y reducir la incertidumbre en la estimación de los parámetros. Los resultados observados en la validación cruzada en 34 cuencas en Brasil, mostraron que el modelo propuesto presentaba la habilidad de inferir cuantiles de crecidas en cuencas no aforadas, esto en comparación con los resultados observados en la inferencia basada en los datos utilizando el registro completo. Los autores concluyeron en sus resultados, que el modelo estadístico demostró la posibilidad de poder establecer inferencias de cuantiles en sitios no aforados, así como la importancia de estos ante los problemas que se presentan en las longitudes de registros de crecidas, las cuales suelen ser inferiores a los 100 años.

Una discusión acerca de modelación no estacionaria de frecuencias en Hidrología con enfoque Bayesiano, fue presentada también por Ouarda, T. y El-Aldouni, S. (2011), en el cual adaptaron el método de Máxima Verosimilitud Generalizada ("Generalized Maximum Likelihood" GML en inglés) para la estimación Bayesiana de los parámetros. En esta aproximación la dependencia de los parámetros de las distribuciones empleadas (Lognormal y GVE) son asumidas de forma lineal y cuadrática. En este estudio el SOI fue incorporado como covariable explicativa en los parámetros de las distribuciones. Ante los problemas de complejidad en la apropiada selección del modelo y los parámetros en el contexto no estacionario, en este trabajo se presentó como una metodología eficiente y robusta el método de Salto Reversible de Cadena de Markov Monte Carlo (RJMCMC), el cual permitió abordar tanto la selección del modelo, como la estimación de los parámetros al mismo tiempo. Los resultados mostraron la potencia del modelo no estacionario en la aproximación Bayesiana en su aplicación práctica, así como la eficiencia del método RJMCCM introducido para la comparación de los modelos y su selección.

3.3.9 Modelos con la combinación de modelación determinística y la incorporación de datos climáticos simulados

En los últimos años también han sido propuestos algunos enfoques más pragmáticos para abordar la no estacionaridad en el análisis de frecuencia de crecidas. Entre ellos podemos mencionar el propuesto por Moglen (2003), el cual sugirió el ajuste de los caudales máximos en un contexto no estacionario y la aplicación de modelos hidrológicos, tomando en cuenta la variabilidad espacial y temporal del uso de suelo. Por otro lado, también en los últimos años se han incorporado datos climáticos simulados a los estudios de análisis de frecuencia de crecidas, con el objetivo de intentar predecir el futuro comportamiento en cuanto a frecuencia e intensidad de las crecidas. En este contexto Raff et al. (2009) incorporaron proyecciones de precipitación de los Modelos de Circulación Global (GCM en inglés) para desarrollar un análisis de frecuencia de crecidas bajo condiciones climáticas futuras en cuencas de Estados Unidos. Kwon et al. (2010) contribuyeron en la propuesta de un modelo de inferencia de crecidas de diseño bajo condiciones de cambio climático, el estudio utiliza un modelo estocástico multivariado basado en el estado del tiempo como un modelo de probabilidad condicional para la simulación de campos de precipitación. Ambos estudios partieron de la premisa que los fenómenos climáticos de gran escala son indicadores importantes de los continuos cambios en la probabilidad de precipitación. Así mismo, en ambos estudios se utilizaron modelos lluvia-escurrentía para estimar las condiciones futuras basadas en un contexto de cambio climático. En ambos estudios sus conclusiones se refieren a la incertidumbre asociada a la capacidad de los Modelos de Circulación Global para la predicción de precipitación, así como la incertidumbre asociada a los modelos lluvia-escurrentía empleados.

Una metodología para incorporar futuros cambios climáticos y de urbanización en el análisis de frecuencia de crecidas se encuentra entre los trabajos más recientes. Esta metodología fue presentada por Gilroy y McCuen (2012), la cual se aplicó a la cuenca del río Patuxent en Guilford, Maryland. La metodología propuesta consiste básicamente en adaptar el registro de crecidas a condiciones no estacionarias basándose en dos factores cambio climático y urbanización. Los autores proponen en un primer plano un método para adaptar registros de precipitación para que reflejen los cambios producto de cambios climáticos. Posteriormente, un modelo de transformación lluvia-escurrimiento es usado, y finalmente se incorporaron los cambios por incremento en la urbanización con el objetivo de seguir la secuencia de los procesos físicos. En general, los resultados para un escenario del año 2100 mostraron que la crecida de diseño para una probabilidad de no excedencia se incrementa 30.2% cuando se toma en cuenta la no estacionaridad. Sin embargo, se presenta una importante incertidumbre en esta aproximación, siendo la principal, la asociada a la habilidad de los modelos de circulación general en predecir precipitación.

Un trabajo interesante de modelación no estacionaria en el ámbito territorial de la España peninsular con la incorporación de datos climáticos simulados aunque no enfocado en caudales, es el trabajo llevado a cabo por Giraldo y García (2013). Ellos abordaron la modelización de los impactos del cambio climático en las sequías extremas en la España Peninsular desde un ensemble multimodelo climático. El análisis se basó en datos obtenidos de diversos Modelos Climáticos Regionales (*Regional Climate Models – RCM-*), considerando como variable a modelar las longitudes máximas de rachas secas, donde la naturaleza no estacionaria de las series temporales se ha modelado por medio de los modelos GAMLSS. Por medio de los GAMLSS se modelaron los parámetros de las

distribuciones paramétricas incorporando el tiempo como la covariable explicativa. Los objetivos principales seguidos por los investigadores consistieron en evaluar la incertidumbre en la construcción de los ensemble RCM para poder generar mapas de riesgo de sequías y poder evaluar impactos futuros del cambio climático. En sus conclusiones, ellos establecen que la evaluación de la sensibilidad de los métodos utilizados en la construcción de los ensembles, mostró que sin eliminar por completo la incertidumbre, el análisis propuesto permitió mejorar las fuentes y la magnitud de las incertidumbre involucradas. Otra conclusión importante de su estudio es que la modelación de las longitudes máximas anuales de rachas secas mostró un incremento significativo generalizado en la media entre los años 1990 y 2050 a través de la España peninsular. Dicha diferencia fue calculada de los mapas construidos en dos años de referencia, 1990 como año de referencia del cambio y 2050 como horizonte de predicción. Giraldo y García (2013) demostraron el carácter no estacionario de eventos extremos en la España peninsular – en este caso las sequías – así como la necesidad de emplear técnicas de análisis de frecuencias que permitan captar la variabilidad de estos eventos.

3.4 Comentarios sobre los modelos no estacionarios

La revisión bibliográfica de los modelos no estacionarios muestra que diversas han sido las técnicas utilizadas hasta ahora para abordar el problema de no estacionaridad en los regímenes de crecidas con importantes variaciones en el grado de complejidad, no obstante, unos han sido más demandados (p. ej. incorporación de tendencias temporales en los parámetros de las distribuciones). Aunque la mayoría de los modelos se han desarrollado incorporando tendencias temporales, no cabe duda que a la luz de los resultados observados mayores esfuerzos deben enfocarse en la incorporación de covariables externas. Un camino a seguir es sin duda el incorporar los modos de variabilidad del sistema climático, para lo cual contamos con los índices que describen los patrones de variabilidad de baja frecuencia. Esto ya era mencionado por Khaliq et al. (2006) en su revisión, donde enunciaban que *“mayores esfuerzos deberían centrarse en la relación de los extremos hidrometeorológicos y los patrones de variabilidad de baja frecuencia para mejorar la eficacia de los modelos no estacionarios”*. Para ello es necesario tener un conocimiento más claro del vínculo entre los modos de variabilidad climática de baja frecuencia y los eventos extremos. Un punto importante en el estudio y modelación no estacionaria de los regímenes de de crecidas, es la necesidad de considerar que la variabilidad temporal de sus características estadísticas además de poder estar vinculadas a fluctuaciones climáticas también pueden reflejar el efecto de las actividades humanas. Así, un tema necesario de abordar es la incorporación de índices que tomen en cuenta este impacto en la modelación no estacionaria de los regímenes de crecidas. Otro punto importante es que ante la complejidad en la relación entre el sistema climático y las crecidas es necesario el asumir no linealidades en la dependencia para la modelación de los parámetros o los momentos de la distribución.

Por otro lado, debido a la corta longitud de los registros sistemáticos de eventos de crecidas con los que se cuenta, el asumir un diagnóstico del comportamiento no estacionario a partir del análisis en pocos sitios, nos podría conducir a una inferencia errónea. Ante ello, se observa que es inminente la necesidad de abordar el diagnóstico de no estacionaridad desde un enfoque más regional, el cual nos permitirá el detectar consistencia regionales en los posibles cambios observados en las series temporales. Aunado a lo anterior, en la aproximación regional nos permitirá el asegurar que los cambios observados parten de tener similares mecanismos de generación de crecidas.

Finalmente, creemos que el proceso necesario a seguir a la vista del conocimiento actual debe comenzar con una exploración regional de la significancia estadística de la no estacionaridad en las series temporales, posteriormente establecer una conexión entre los cambios de origen climático y antropogénico con los posible tipo de no estacionaridad identificados, esto con el objetivo de encontrar un sustento físico entre los cambios observados y el impacto de estos factores. Una vez establecido y entendido el vínculo entre el sistema climático y las actividades antropogénicas con los regímenes de crecidas, el último paso es implementar diversas alternativas de modelos no estacionarios incorporando los efectos de la variabilidad climática natural y los efectos de los embalses. Es por ello, que este camino descrito fue el seguido en el desarrollo de nuestra investigación.

Capítulo 4

CASO DE ESTUDIO Y ANÁLISIS DE LA INFORMACIÓN

4.1 Descripción general de la zona de estudio

La zona de estudio es la España peninsular, la cual se encuentra localizada en el

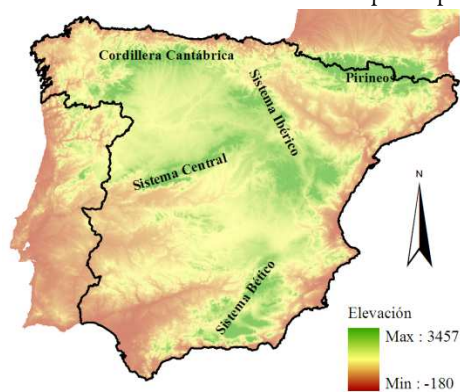


Figura 4-1. Sistemas montañosos más importantes en la España peninsular.

suroeste de Europa y que ocupa aproximadamente el 84% de la Península Ibérica. La Península Ibérica se encuentra en una región meteorológicamente compleja producto de los siguientes factores: se encuentra localizada entre las latitudes medias y los sub-trópicos del norte, está rodeada por dos importantes y contrastantes masas de agua (Océano Atlántico y Mar Mediterráneo), y cuenta con una orografía accidentada al ser cruzada por importantes sistemas montañosos (los Pirineos, las cordillera Cantábrica y Bética, y los Sistemas Central e Ibérico). Producto de lo anterior la Península Ibérica representa uno de los casos

más extremos de variabilidad climática dentro de Europa (Figura 4-1).

Debido a la latitud en la que se encuentra la España peninsular (entre los 36° y los 44° de latitud norte), la mayor parte del año dominan los flujos del oeste, por lo que debería prevalecer un clima oceánico. Pero esto no es así exactamente, producto de la elevada altitud media del interior peninsular y las montañas periféricas. Estos relieves montañosos aíslan el clima en la parte este y sur de la España peninsular de la influencia

húmeda de los vientos atlánticos que entran por el oeste, dándole a estas zonas un carácter más seco.

Por otro lado, en lo que respecta a la división hidrológica, la España peninsular se encuentra dividida administrativamente en 12 Confederaciones Hidrográficas (Figura 4-2), las cuales gestionan las aguas en su demarcación hidrográfica, teniendo en sus funciones la planificación hidrológica, la gestión de recursos y aprovechamientos, entre otras tareas.

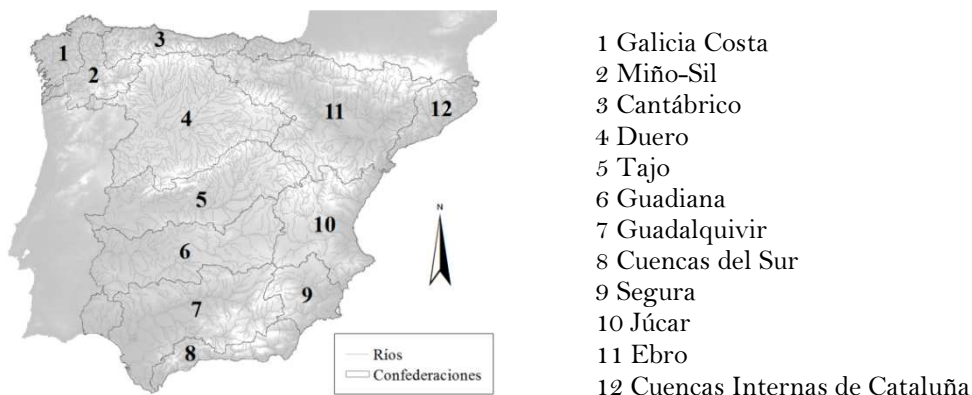


Figura 4-2. División en Confederaciones Hidrográficas en la España peninsular utilizada en este trabajo.

4.2 Los regímenes de precipitación en la España peninsular

Los regímenes de precipitación en la España peninsular, están caracterizados por una importante variabilidad interanual, así como una extraordinaria irregularidad en las dimensiones espaciales y temporales (Esteban-Parra et al., 1998; Rodríguez-Puebla et al., 1998; Serrano et al., 1999).



Figura 4-3. Distribución estacional de la precipitación en la España peninsular para el periodo 1961-2006 (Tomada de Del Río et al. 2011).

La localización latitudinal y topografía, en conjunto con la influencia de circulaciones atmosféricas (Rodríguez-Puebla et al. 1998) generan un gradiente de precipitación de noroeste a suroeste (González-Hidalgo et al. 2010) que cambia con las estaciones. Estudios han mostrado que la precipitación anual varía aproximadamente de 300 mm/año en la costa y regiones semidesérticas en el sureste, a 2000 mm/año en regiones del noroeste (Rodríguez-Puebla et al., 1998). La distribución estacional de la precipitación comparada con la precipitación anual resulta ser aproximadamente un 33% para invierno (Diciembre, Enero y Febrero), un 26% en primavera (Marzo, Abril y Mayo), un 12% para verano (Junio, Julio y Agosto) y un 29%

primavera (Marzo, Abril y Mayo), un 12% para verano (Junio, Julio y Agosto) y un 29%

para otoño (Septiembre, Octubre, Noviembre) (Rodríguez-Puebla et al., 1998). Las principales características de la distribución espacial de la precipitación, son la mayor concentración de precipitaciones en el periodo de octubre a marzo mientras que durante los meses de verano se presenta el menor número de episodios de precipitación.

En un estudio previo Del Río et al. (2011), evaluaron la distribución estacional de la precipitación en la España peninsular para el periodo 1961-2006 (Figura 4-3). Dentro de sus resultados encontraron que las mayores tasas de precipitación en cuencas del oeste se concentran en los meses de invierno, mientras que en cuencas del este estas se concentran durante los meses de otoño, incluyendo una importante área de los Pirineos. Áreas de la meseta central y del interior Mediterráneo exhibieron las mayores tasas de precipitación durante los meses de primavera. Pequeñas áreas en el interior Mediterráneo y Pirineos, mostraron que los periodos de mayor precipitación se presentan durante los meses de invierno y verano respectivamente. Los resultados expuestos resultan coherentes a los presentados en un estudio anterior elaborado por Tullot (1988).

4.3 División de la zona de estudio

Una vez definida la zona de estudio, esta fue dividida en tres regiones arbitrarias con el objetivo de agregar el análisis y la descripción de los resultados (Figura 4-4). Las regiones se establecieron con base a las principales barreras orográficas, por lo que la zona quedó dividida en las regiones Central, Mediterránea y Norte.

Las características de las vertientes en las tres regiones definidas, presentan importantes diferencias (Figura 4-5), las cuales influyen de manera importante en la respuesta de los ríos. Los ríos en la región Norte son en su mayoría cortos y de cuencas reducidas, salvando grandes desniveles en pocos kilómetros. En la región Central, los ríos son especialmente extensos al nacer en el Sistema Ibérico y desembocar en el Atlántico. En cuanto a los ríos en la región Mediterránea, estos experimentan grandes oscilaciones en su caudal. En verano, la prolongada sequía y la aridez provoca que la mayoría de los ríos mediterráneos pierdan su caudal superficial, quedando su cauce seco. Por el contrario, las fuertes crecidas tienen lugar tras fuertes precipitaciones como consecuencia de la gota fría, es entonces cuando los ríos mediterráneos presentan desbordamientos.

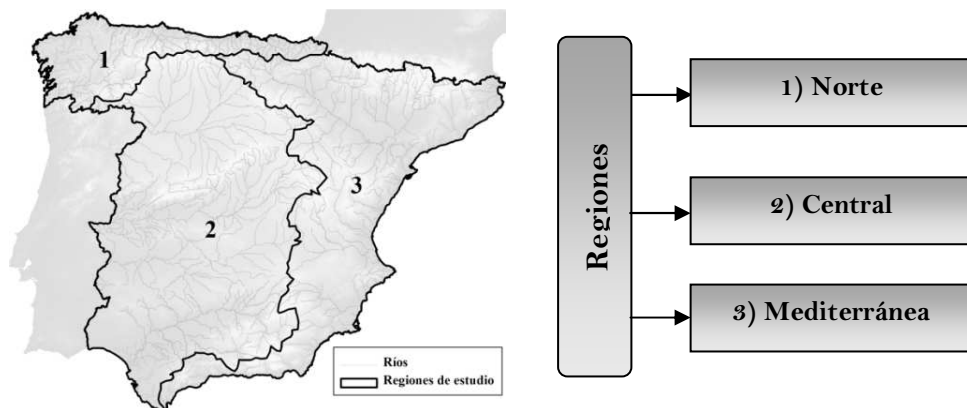


Figura 4-4. Regiones de estudio.



Figura 4-5. Ríos principales en las tres regiones de este estudio en la España peninsular.

4.4 Origen de las crecidas en la España peninsular

La España peninsular presenta una marcada irregularidad en la distribución espacial y temporal de la precipitación, lo cual es un claro reflejo del contraste hidroclimático prevaeciente. Dicho contraste es particularmente evidente entre las cuencas que vierten al Atlántico y las que lo hacen al Mediterráneo. Lo anterior de acuerdo con Benito et al. (2008) pone en evidencia que las cuencas son afectadas por diferentes procesos meteorológicos.

De acuerdo con estudios previos la presencia de crecidas en cuencas del oeste de la España peninsular, se encuentra vinculada con los cambios en la precipitación invernal (Capel, 1981; Benito et al., 1996; Rodrigo et al., 2000), las cuales son producto de la entrada de sistemas frontales asociados con la circulación Atlántica que generan intensas y persistentes precipitaciones. Benito et al. (1996) menciona que aunque cuencas del norte peninsular pueden verse influenciadas por estos sistemas frontales con entrada por el oeste, esta zona resulta más influenciada por precipitaciones intensas originadas por la entrada de flujos advectivos del norte. La influencia de estas precipitaciones afecta principalmente la zona del Cantábrico, y cuencas localizadas en zonas de cabecera de las confederaciones del Ebro y Duero. Por otro lado, la generación de crecidas en el este de la España peninsular está más vinculado al desarrollo de Sistemas Convectivos de Mesoescala (Llasat y Puigcerver, 1994). Estos mecanismos son resultado de la convergencia de una depresión fría en altitud y la llegada de masas de aire cálido desde África o desde el mar Mediterráneo. Las lluvias resultantes de estas situaciones se ven favorecidas por la orografía, en el caso de la franja Mediterránea, debido a la existencia de relieves muy próximos a la costa que retienen la nubosidad formada gracias a una rápida evaporación del agua del mar. En la franja Mediterránea los fenómenos convectivos se suelen producir principalmente en los meses de otoño que es cuando el mar Mediterráneo alcanza su mayor temperatura (Capel y Romacho, 2000). Benito et al. (2008) mencionan que estos sistemas afectan principalmente la costa Mediterránea, sin importantes efectos en el interior peninsular. Aunque la mayoría de la precipitaciones en la vertiente Atlántica están influenciadas por la entrada de los frentes fríos Atlánticos, actividad convectiva se puede presentar en áreas del interior peninsular, particularmente en zonas próximas a los relieves montañosos, donde estas precipitaciones se pueden presentar principalmente en los meses de verano y primavera, siendo esta actividad convectiva de

menor escala espacial a la que se presenta en el frente Mediterráneo. En algunos ríos de la España peninsular se puede registrar un régimen de crecidas bimodal producto de la inercia de procesos de fusión de nieve. Estos procesos afectan fundamentalmente zonas de montaña, siendo en cuencas localizadas en la zona de los Pirineos en las cuales se ha observado la mayor influencia de estos procesos (Beguería et al., 2003). Un elemento que incorpora dificultad a la hora de establecer un análisis hidroclimático en la España peninsular, es el alto grado de regulación que pueden experimentar los principales ríos producto del efecto de las infraestructuras hidráulicas. Por lo tanto, resulta importante el tomar precauciones de este efecto a la hora de relacionar los posibles cambios en los regímenes de crecidas con los efectos de la variabilidad climática.

4.5 Análisis de la Información

El análisis está basado en dos tipos de información: caudales medios diarios (representando el régimen de crecidas) e índices de las variables macroclimáticas (representando la variabilidad climática). En este apartado, solo una descripción más detallada de las series de caudales es presentada, ya que en el Capítulo 2 se presentó una descripción de las variables macroclimáticas seleccionadas para el estudio.

Es importante mencionar que se utilizan tanto los índices climáticos mensuales como invernales (periodo diciembre a febrero) que describen las variables macroclimáticas. Con el objetivo de identificarlos se emplean los sub-índices i en los índices climáticos mensuales (p. ej. AO i , NAO i) y w en los índices climáticos invernales (p. ej. AOW, NAO w).

4.5.1 Información hidrológica

Las series hidrológicas usadas como material en el presente estudio, son series temporales de caudales máximos medios diarios mensuales en 85 estaciones de aforo distribuidas a lo largo de la España peninsular. En la Figura 4-6 se puede observar que las series seleccionadas proveen una buena cobertura de la zona de estudio. Es importante mencionar que para la obtención de las series de caudales máximos anuales, el año hidrológico considerado consistió en el periodo del 1 de octubre al 30 de septiembre del año siguiente.

Para la formación de la base de datos en un principio la selección consistió en la búsqueda de estaciones de aforo bajo régimen natural, en las cuales se buscó que contarán con al menos 50 años de registro hasta el año 2008. Sin embargo, dado que se contaba con una base de datos muy reducida y una corta longitud de registro, y ante la necesidad de abordar el estudio en un enfoque más regional se decidió llevar a cabo la revisión considerando también aquellas en régimen alterado por embalses, lo cual nos llevó a tener que considerar este factor en nuestro estudio. La búsqueda de las estaciones se llevó a cabo en la base de datos del Centro de Estudios Hidrográficos (CEDEX, <http://hercules.cedex.es>), con base a la cual construimos nuestra base de datos a partir de la cual se comenzó nuestro estudio. Si bien en un principio la base de datos era mayor a 85 estaciones de aforo, se eliminaron estaciones en las que se encontraron datos faltantes mayores al 10%. En el caso de las estaciones con datos faltantes que se mantuvieron estos fueron estimados por medio de análisis de regresión lineal con respecto a una estación de aforo vecina sobre el mismo cauce, siempre y cuando esta presentaba un coeficiente de correlación de Pearson mayor a 0.8.

Aunque resulta deseable el contar con longitudes de registro lo más extensas posibles, solo se cuenta con un periodo común de 56 años (1952-2007), ya que en los registros de las estaciones de aforo que cuentan con información en los años de principios del siglo XX, estos se suspenden durante intervalos importantes de tiempo en la gran mayoría. El problema de registros extensos de información sistemática de caudales no solamente se presenta en España, si no en diversas regiones del planeta. De hecho, únicamente registros histórico de caudales para periodos especialmente extensos se pueden obtener para el río Nilo (Kondrashov et al., 2005) y ríos de China (Jian et al., 2005). La gran parte de nuestros registros de caudales máximos mensuales cuentan con longitudes comprendidas entre 55 y 65 años (Figura 4-7). El registro más extenso cubre el periodo 1940-2007 para un total de 68 años, correspondiente a la estación 2015 (Herrera de Duero). Las series con mayor longitud de registro se extienden en su mayoría hasta el año 1942.

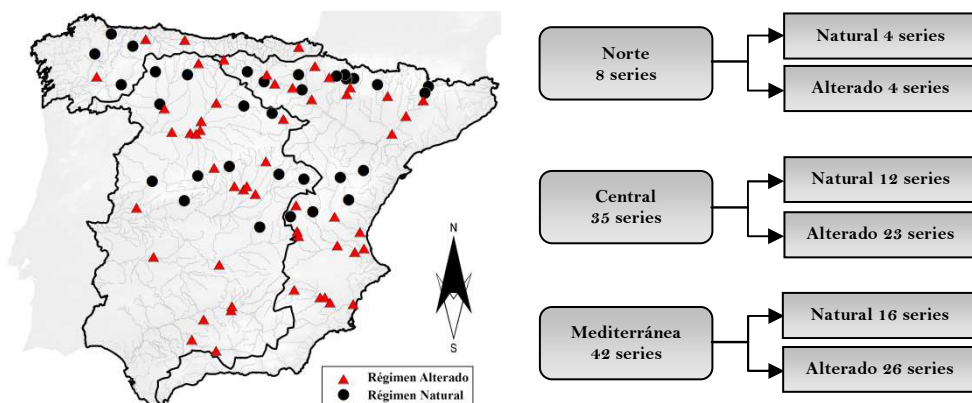


Figura 4-6. Distribución espacial de las estaciones hidrométricas seleccionadas para el estudio.

En lo que se refiere al tipo de régimen de caudales en las estaciones de aforo seleccionadas para el estudio, de acuerdo a lo expuesto por el CEDEX en las fichas de información, se tiene lo siguiente: un 62% (53 series) experimentan alteraciones antropogénicas asociadas con modificación en el régimen de caudales por la presencia de embalses en las cuencas de aportación, en tanto que un 38% (32 series) se encontrarían bajo régimen natural. Como se mencionó anteriormente, se decidió utilizar las series en régimen modificado con el objetivo de poder contar con un mayor número de series, así como una mayor cobertura espacial. En adición a lo anterior, es importante mencionar que la modificación del régimen de caudales es la norma en la mayoría de los ríos más importantes de España, ante lo cual, considerar este factor es de vital importancia. Por ello, resulta imprescindible evaluar el impacto de los embalses en los casos de estudio bajo régimen alterado, lo cual nos permitirá examinar el grado de alteración que experimentan, y con ello posteriormente discernir entre estaciones que presentan cambios producto del alto grado de alteración por embalses y aquellos con posibles cambios de origen climático.

En el Anejo A se enlistan las estaciones de aforo utilizadas en el estudio, donde se pueden observar sus coordenadas UTM, el tipo de régimen, la confederación hidrográfica y la región de estudio a la que pertenecen. En el contexto de las 3 regiones arbitrarias definidas para el estudio, se tiene lo siguiente: 35 estaciones pertenecen a la región Central, 8 a la región Norte y 42 a la región Mediterránea (Figura 4-6).

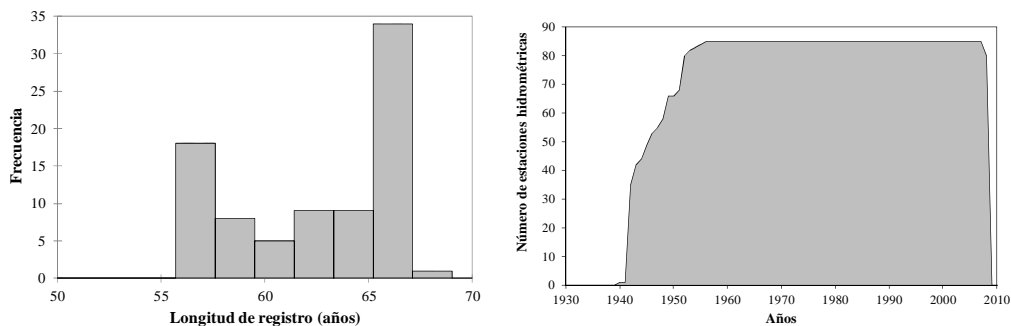


Figura 4-7. Panel derecho: Histograma con la longitud de registro de las 85 estaciones. Panel izquierdo: Número de estaciones disponibles para un año dado.

En el contexto de las confederaciones hidrográficas, se cuenta con series en 9 de las 12 confederaciones, las cuales se enlistan en la Tabla 4-1.

Confederación	No. de estaciones	Confederación	No. de estaciones
Cantábrico	5	Guadalquivir	5
Miño-Sil	3	Segura	5
Duero	16	Júcar	12
Tajo	11	Ebro	25
Guadiana	3		

Tabla 4-1. Estaciones hidrométrica en el entorno de las confederaciones hidrográficas.

En la Figura 4-8 se muestra el comportamiento de los caudales máximos medios diarios anuales registrados para cada estación como función del área de la cuenca de aportación, así como del coeficiente de variación. Las áreas de aportación a cada sitio varían de un mínimo de 52 km² a un máximo de 41,808 km². Resulta evidente que las cuencas de mayor área son las que se encuentran bajo régimen alterado. Se identifica también que en estas cuencas se presenta un menor escalado respecto del área producto de la perturbación por embalses. En la estimación de los coeficientes de variación para cada una de las series de caudales máximos anuales, se observa una mayor dispersión en aquellas series que experimentan régimen alterado. Los mayores valores del coeficiente de variación (C.V.>1), se observan en series localizadas en la región Mediterránea. Lo anterior se explica como resultado que durante las crecidas extraordinarias en esta región, los valores medios pueden multiplicarse en un importante número de veces. Esto puede observarse claramente en la estación de Huerto Mulet (8089) la cual presenta un valor del coeficiente de variación de 3.05.

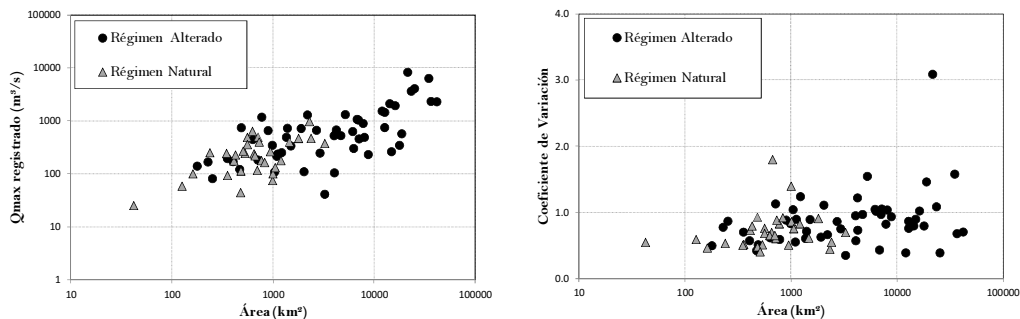


Figura 4-8. Caudales máximos anuales registrados para cada sitio en función del área de drenaje (panel izquierdo) y coeficiente de variación en las series de caudales (panel derecho).

4.5.2 Clasificación de los regímenes de crecidas

En este apartado se analiza el régimen de crecidas en las estaciones de aforo de estudio con el objetivo de conocer su evolución temporal, identificar los tipos de régimen dominantes, así como examinar el papel de la precipitación invernal de origen advectivo asociada a los patrones de baja frecuencia como mecanismo de generación de crecidas en los casos de estudio. Para esto se recurrió al coeficiente de caudal (Cc), en el cual se relacionó el caudal máximo mensual promedio y el valor del caudal máximo promedio anual, eliminando de esta manera el factor absoluto real entre cada serie².

La Figura 4-9 muestra los Cc para cada estación, donde estas se agrupan de acuerdo a las 3 regiones de estudio. En la Figura 4-9a se puede observar el comportamiento del Cc para cada serie en la región Norte. Se puede apreciar un marcado comportamiento unimodal del régimen estacional de crecidas, detectándose los valores máximos del Cc durante los meses de diciembre a abril con un importante decaimiento durante el periodo de junio a septiembre. El comportamiento observado sugiere un régimen pluvial en las estaciones de aforo analizadas en la región Norte, con una variabilidad moderada entre cada una de las series.

En lo que respecta al Cc en la región Central, el régimen estacional de crecidas exhibe un comportamiento unimodal, con valores superiores a 1 del Cc en los meses de diciembre abril principalmente (Figura 4-9b). Se observa una importante variabilidad en la magnitud de coeficiente de caudal para cada serie con el marcado y esperado decaimiento durante los meses secos, el cual resulta más marcado en estaciones localizadas más al sur de la región. En general, resulta evidente que las series de crecidas de la región Central exhiben una importante similitud en el régimen estacional, respecto al observado en las series de la región Norte. Estos resultados ponen en evidencia el dominante régimen pluvial que experimenta la mayoría de las estaciones analizadas en la región Central, así mismo ponen en evidencia la significancia de las precipitaciones invernales en la generación de crecidas. No obstante, el dominante régimen pluvial, se puede observar que en estaciones de aforo ubicadas en zonas de cabecera se presenta una importante aportación en los meses de primavera, lo cual sugiere una cierta aportación

² El cociente entre los dos proporciona como resultado un índice. Los valores superiores a 1 representan una anomalía positiva respecto de la crecida promedio anual. Un comportamiento contrario se observa en aquellos casos que se presentan valores inferiores a 1.

por la inercia de fusión de nieve y tormentas producto de la actividad convectiva en las barreras orográficas.

Una mayor variabilidad en el régimen estacional de crecidas, es el que se puede observar en las estaciones de estudio de la región Mediterránea, en las cuales se identifican diferentes patrones de comportamiento. Un comportamiento unimodal con valores del Cc superiores a 1 en los meses de enero a junio, se observa en estaciones de aforo en la parte alta interior en las confederaciones del Ebro y Júcar en la región Mediterránea (Figura 4-9c-1). Es evidente la similitud entre el comportamiento del régimen estacional de las crecidas observado en estas estaciones y el de las estaciones de la región Central y Norte. No obstante, se puede identificar en las series de crecidas del Ebro, que el Cc experimenta valores por encima de la media durante los meses de primavera y primeros meses de verano, lo cual sugiere una cierta aportación de procesos de fusión de nieve en estas estaciones de aforo. Por otro lado, un patente comportamiento bimodal es el observado en el régimen estacional de crecidas en estaciones localizadas en los valles Pirenaicos en el norte de la región Mediterránea, en los cuales se exhibe la presencia de dos picos (Figura 4-9c-2). El primero se observa en los meses de octubre y noviembre y un segundo pico en los meses de abril a junio, lo cual está claramente ligado al régimen pluvio-nival que se presenta en estas estaciones. Un régimen estacional clásico Mediterráneo con un comportamiento unimodal, con el pico del valor del Cc en los meses de otoño (septiembre a noviembre), es el que se presenta en series de crecidas cercanas a la costa Mediterránea en las confederaciones Júcar y Segura (Figura 4-9c-3). Se puede observar que los valores del Cc por encima de la media, se concentran en el mes de octubre, durante el cual se presentan las crecidas extraordinarias en estas estaciones. Comportamiento bimodal es el observado en cuencas de la parte alta del norte de la confederación Júcar, las cuales presentan dos picos, el primero en el mes de junio y un segundo en los meses de agosto y septiembre (Figura 4-9c-4). Cuencas en régimen muy alterado de las confederaciones del Júcar y Segura, muestran un comportamiento unimodal con un marcado pico del Cc en el mes de Julio (Figura 4-9c-5). Los resultados en estas estaciones se pueden explicar por el alto grado de regulación que experimentan estas estaciones, en las cuales las estrategias de regulación consisten en retener el agua durante los meses de lluvia en los embalses, y utilizar el agua almacenada para satisfacer los déficits durante los meses de estiaje.

Los resultados del Cc resaltan la marcada diferencia en los regímenes estacionales de las crecidas en los ríos seleccionados en la España peninsular, siendo particularmente evidente las marcadas diferencias entre las estaciones de aforo vertientes al Océano Atlántico y las vertientes al Mediterráneo. Además, es de destacar de manera importante la mayor complejidad en los regímenes de crecidas en la región Mediterránea, donde se observa una mayor heterogeneidad e irregularidad en los regímenes estacionales de las crecidas. Otro punto a destacar es la importancia de las precipitaciones invernales en la generación de crecidas en un importante número de estaciones.

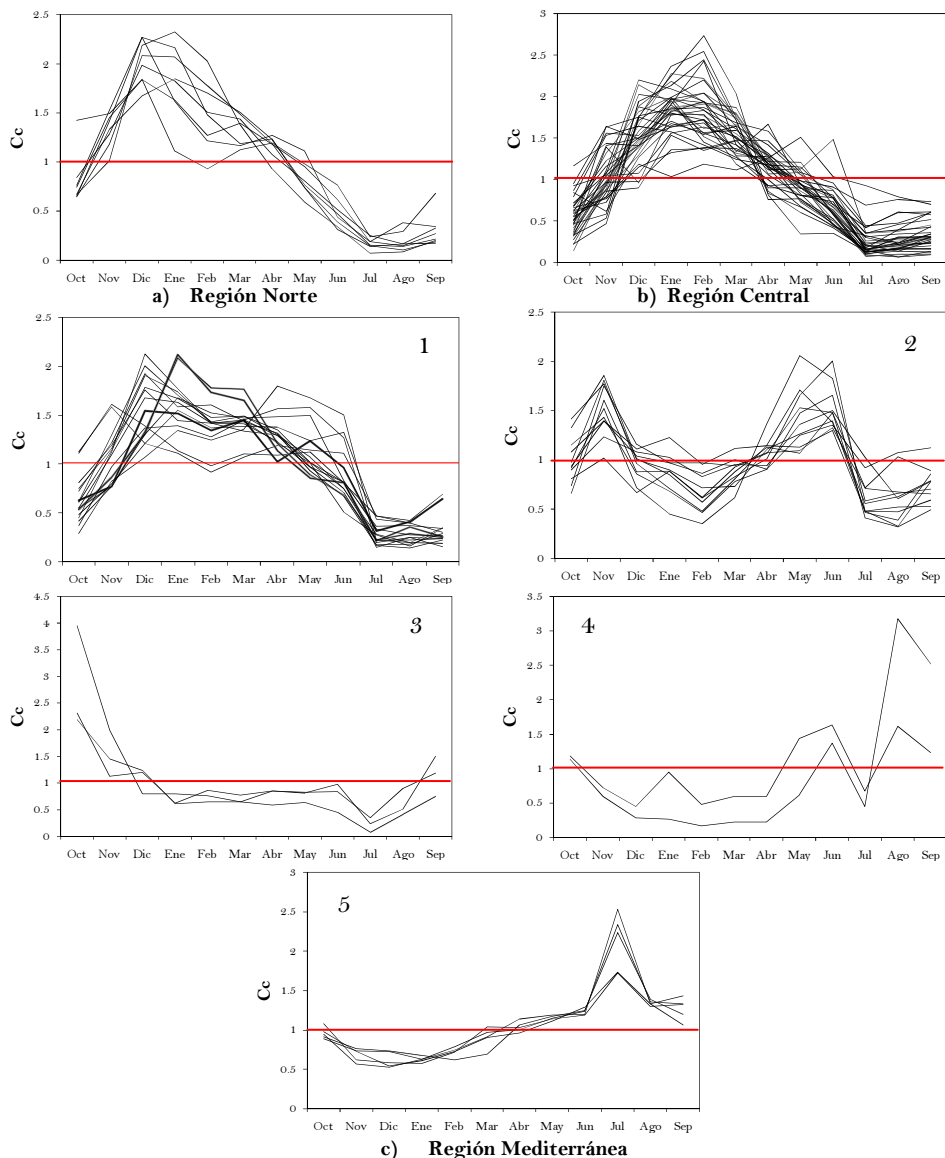


Figura 4-9. Comportamiento del coeficiente de caudal (C_c) y definición de los regímenes dominantes de crecidas (donde cada línea representa una estación de aforo).

4.5.3 Distribución mensual de las crecidas máximas anuales

En la Figura 4-10 se presentan mapas con la frecuencia de las crecidas máximas anuales en porcentaje para cada mes. De acuerdo a la distribución de la frecuencia de crecidas máximas anuales observada, se puede destacar lo siguiente: resulta evidente la disimilitud en la frecuencia de crecidas entre las regiones Central y Norte con la región Mediterránea. La gran mayoría de los eventos de crecidas anuales en la región Central se tienden a concentrar durante los meses de invierno (diciembre, enero y febrero), mientras que una menor frecuencia es la observada en los primeros meses de primavera (marzo y

abril). En lo que se refiere a la región Norte, el mayor porcentaje de crecidas anuales se concentra durante los meses de noviembre a abril con una evidente mayor frecuencia en los meses de diciembre a febrero. Una mayor variabilidad en los patrones espaciales en la frecuencia de crecidas anuales es la observada en la región Mediterránea. En esta región se observa que se concentra un importante porcentaje de las crecidas anuales durante los meses de diciembre a marzo en estaciones de aforo localizadas en la frontera en la confederación del Júcar con la región Central, así como en estaciones vertientes del Sistema Ibérico y la cordillera Cantábrica. Otro aspecto que se denota es el alto porcentaje de crecidas anuales durante los meses de septiembre a noviembre y mayo a junio en estaciones de la vertiente de la cordillera Pirenaica. En cuanto a estaciones cercanas a la costa en las cuencas Júcar y Segura, se observa que las crecidas anuales se concentran de manera dominante en los meses de julio a octubre.

El análisis en este apartado nos confirma el hecho de que diversos factores meteorológicos pueden intervenir en la génesis de crecidas en la España peninsular. Dentro de estos factores se destacan principalmente los sistemas frontales, los cuales están asociados al desplazamiento de masas de aire en direcciones oeste –este y norte –sur, siendo estos sistemas los responsables de las precipitaciones invernales (Capel, 1981; Benito et al., 1996; Rodrigo et al., 2000). Ante esto, dada la alta concentración de las crecidas en los meses invernales en las regiones Central y Norte, se puede inferir que el comportamiento de los regímenes de crecidas está fuertemente influenciado por estos sistemas frontales. Ya que las masas de aire pueden penetrar más allá de las barreras orográficas, se puede distinguir una cierta influencia de estos sistemas frontales de macroescala en zonas de la parte alta de las confederaciones del Ebro y Júcar en la región Mediterránea. Los eventos convectivos mesoescalares son un factor que juega un rol importante en la presencia de crecidas máximas anuales en la costa de la región Mediterránea, donde es evidente la relación de estos con los eventos de crecidas durante los meses de agosto a octubre. Estos eventos típicos del Mediterráneo son conocidos en España como la gota fría, que son producto del alto contraste térmico característico en esta zona.

El análisis de la distribución mensual de las crecidas exhibe la importancia de procesos de fusión de nieve en los regímenes de crecidas en algunas estaciones de aforo, el cual se puede destacar principalmente en estaciones de aforo localizadas en la zona norte de la región Mediterránea, en los Pirineos, donde la presencia de crecidas en los meses de abril, mayo y junio está estrechamente vinculada con este factor. De hecho se puede distinguir que el mayor porcentaje de crecidas máximas anuales en algunas de estas estaciones se encontrarían vinculadas a la inercia de dichos procesos de fusión de nieve. Por otro lado, no podemos dejar de mencionar el impacto que ejercen los embalses en la distribución de las crecidas máximas anuales, lo cual es notable en estaciones de aforo localizadas en las confederaciones de las regiones Central y Mediterránea, donde en estas estaciones se pueden apreciar altos porcentajes en los meses de Junio y Julio, los cuales se encuentran claramente vinculados al efecto de los embalses.

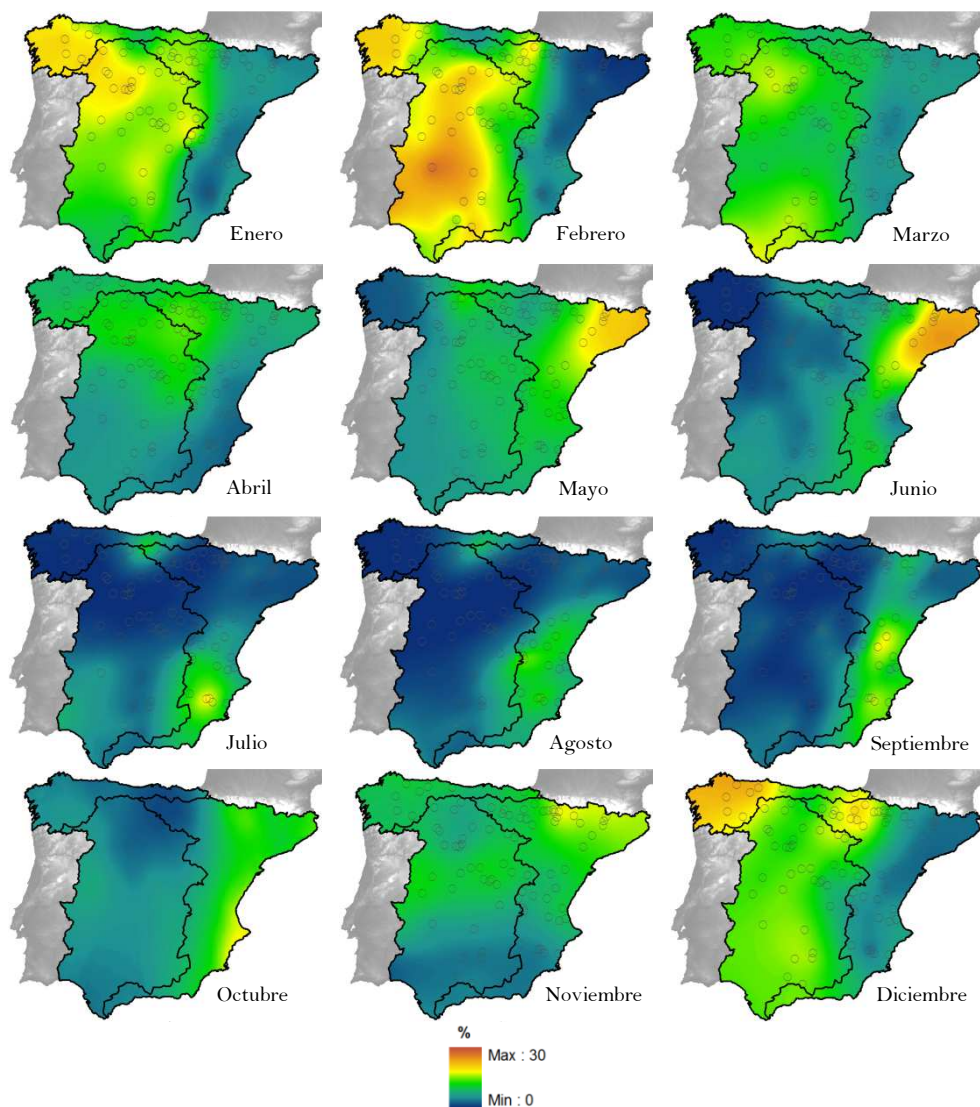


Figura 4-10. Mapas con la frecuencia de los caudales máximos anuales para cada mes del año con base a los registro de las 85 estaciones de aforo, donde la interpolación fue llevada a cabo con kriging.

4.6 Normalización de las series de crecidas

Como paso previo a los análisis estadísticos, las series hidrológicas se tipificaron. Este procedimiento se llevó a cabo restando la media (μ) y dividiendo por la desviación estándar (σ) para el periodo 1952-2007.

4.7 Autocorrelación de las series de crecidas y las variables macroclimáticas

La función de autocorrelación se define como la correlación cruzada de la señal consigo misma, la cual nos permite analizar la memoria de las señales. Los coeficientes de autocorrelación de una variable x se definen como:

$$r_x(k) = \frac{E((x_i - E(x))(x_{i+k} - E(x)))}{E((x_i - E(x))(x_i - E(x)))} \quad (4-1)$$

siendo k el desfase sucesivo entre eventos ($k = 1, 2, 3, \dots, n - 1$) y $E(x)$ es el valor esperado.

En teoría, se considera una señal sin memoria si para los órdenes de desfase $k \geq 1$, los valores de los coeficientes de autocorrelación valen $r_x(k) = 0$. Definiendo los límites de Anderson para un nivel de confianza del 98%, es como se estiman aquellos valores estadísticamente independientes de los dependientes. Donde la expresión de los límites de Anderson es:

$$LA_{98\%} = \frac{-1 \pm 2.326\sqrt{n-k+1}}{n+k} \quad (4-2)$$

En la Figura 4-11 se presentan las funciones de autocorrelación de las series de crecidas mensuales, se observa que existe una estructura de autocorrelación significativa con una memoria mensual promedio de $r = 0.32$ en gran parte de las series. Este parámetro es la autocorrelación del valor de un mes de caudal máximo y el precedente. Para un paso temporal de dos meses la estructura de autocorrelación se muestra débil posicionándose en la mayoría de las series cerca de los límites de independencia. Las funciones de autocorrelación de las series de crecidas mensuales, muestran que los ríos presentan una memoria poco significativa de un mes.

Por otro lado, la construcción de las funciones de autocorrelación de las series de crecidas anuales que se muestran en la Figura 4-12; muestran la débil estructura de autocorrelación en las series, resultando los coeficientes para los (k) pasos de tiempo dentro de los límites de confianza. En base a los resultados de las funciones de autocorrelación de las series de crecidas anuales, se puede concluir que las series constituyen procesos estadísticos independientes. Por tanto, la hipótesis asumida de independencia de los eventos de crecidas anuales se comprueba.

Por último, en la Figura 4-13 se presentan las funciones de autocorrelación de las variables macroclimáticas NAOi, AOi, MOi, WeMOi y Niño 3.4. La memoria mensual resultó de $r = 0.086$, $r = 0.254$, $r = 0.064$, $r = 0.197$ y $r = 0.979$, respectivamente. El índice que caracteriza el fenómeno del ENSO muestra una fuerte estructura de autocorrelación, mientras en el caso de las configuraciones atmosféricas la estructura de correlación es débil. Lo cual es resultado de que las temperaturas de los océanos presentan una mayor inercia térmica respecto de las presiones atmosféricas, presentando una evolución más lenta.

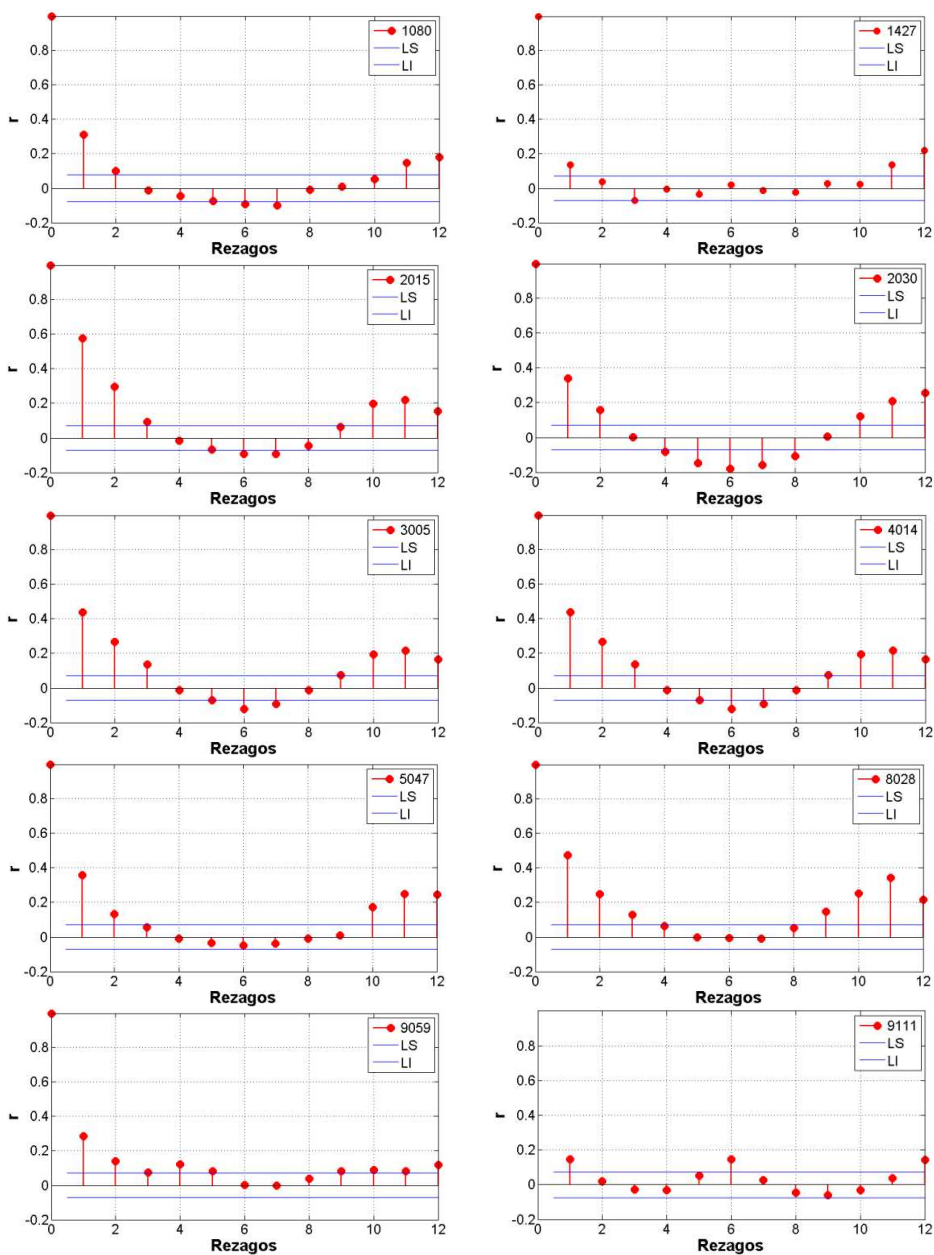


Figura 4-11. Función de autocorrelación de las series de crecidas mensuales con los límites de Anderson (98%).

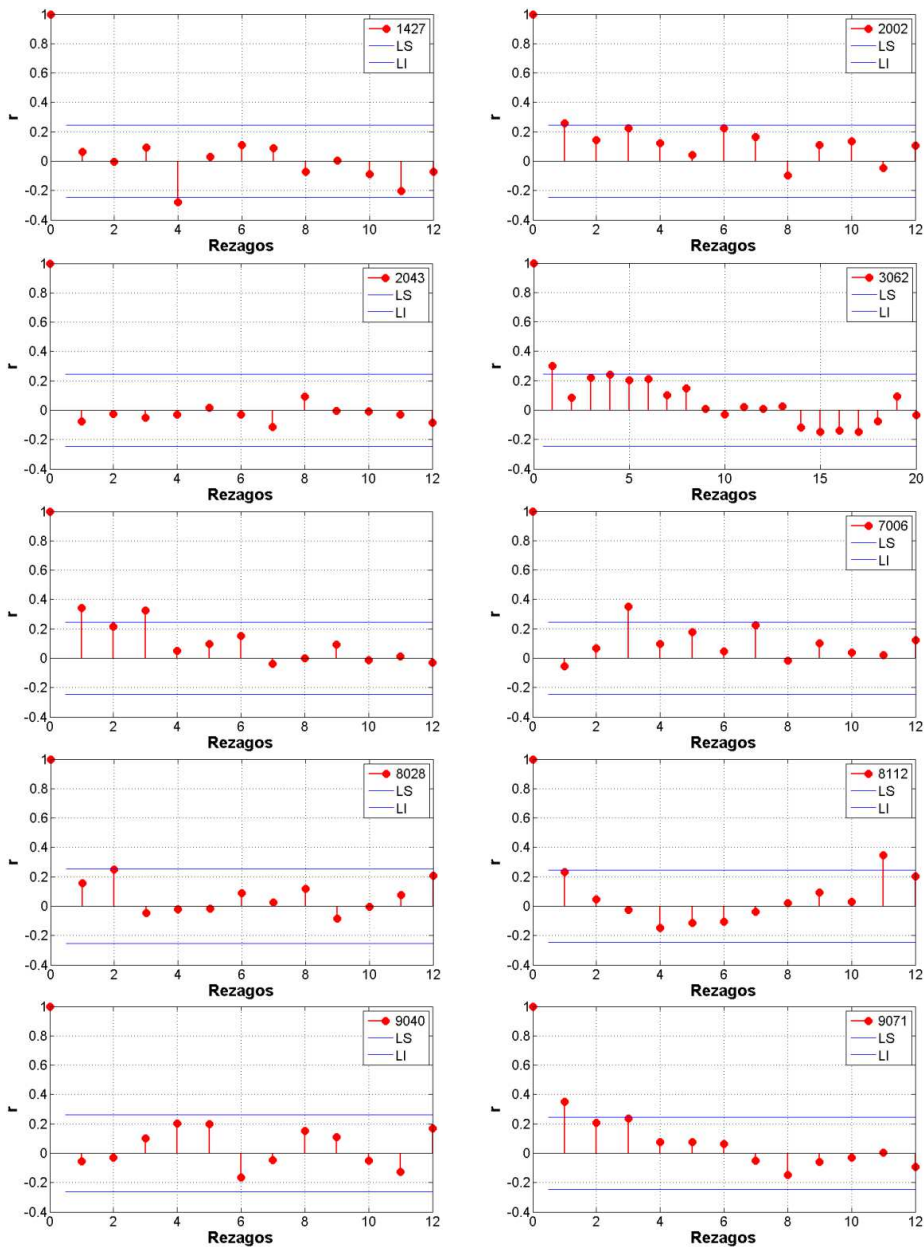


Figura 4-12. Función de autocorrelación de las series de crecidas anuales con los límites de Anderson (98%).

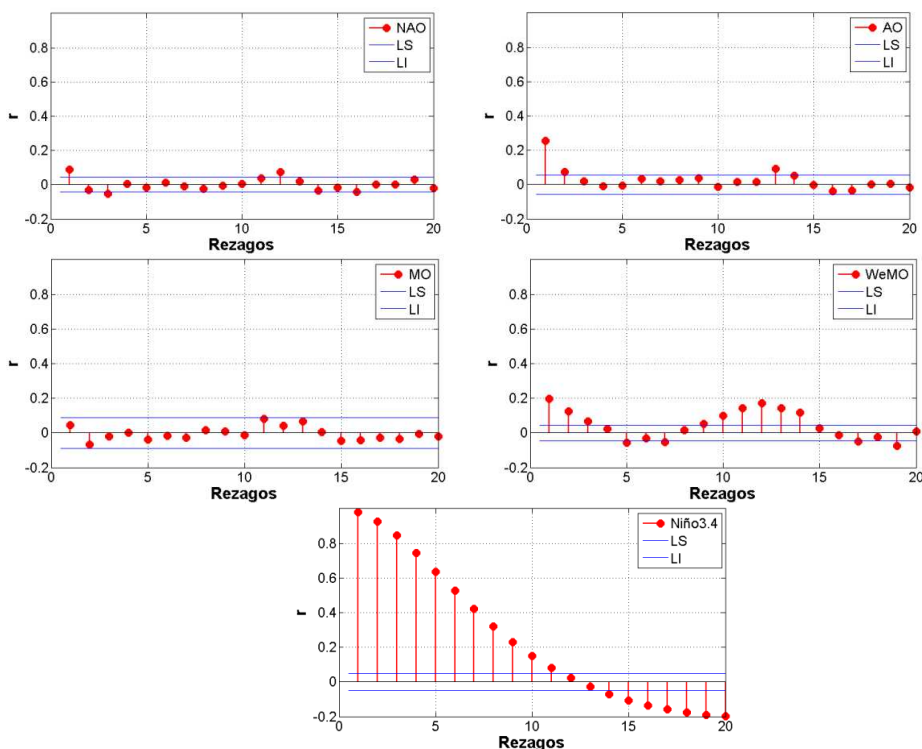


Figura 4-13. Funciones de autocorrelación de las variable macroclimáticas con los límites de Anderson (98%).

4.8 Impacto de los embalses en el régimen de crecidas

De todos es conocido que muchas cuencas alrededor del mundo han sufrido alteraciones importantes en sus caudales como consecuencia de la explotación del recurso hídrico para las necesidades humanas (p. ej. agricultura, energía hidroeléctrica, usos industriales y civiles). Como resultado, en cuencas reguladas la variabilidad intranual e interanual de los caudales naturales han presentado significativas perturbaciones (Botter et al., 2010).

En España, como respuesta a la irregularidad en la distribución espacio-temporal de los recursos hídricos, se llevó a cabo una política de construcción de un gran número de embalses reguladores en las pasadas décadas. Lo anterior llevó a España a ubicarse como el cuarto estado del mundo en relación al número de grandes embalses. La perturbaciones causadas por los embalses incluyen cambios y reducción en el flujo total, incremento o disminución de los flujos base durante los meses de verano, y alteración en el calendario de las descargas (Batalla et al., 2004; Lorenzo-Lacruz et al., 2012). Los impactos de los embalses son más pronunciados en cuencas con climas secos, como en el área Mediterránea, debido a las mayores necesidades de almacenamiento y la gran capacidad de los embalses (Batalla et al., 2004; Lorenzo-Lacruz et al., 2010). Como consecuencia de lo mencionado anteriormente, el evaluar el impacto de los embalses en los regímenes de crecidas en cuencas de la España peninsular resulta de crucial importancia. Obviamente existen factores antropogénicos complementarios que pueden producir cambios en los

patrones de evolución de los caudales, pero solo el efecto de la alteración que inducen los embalses es evaluado en este estudio.

En este apartado, el objetivo principal se centra en poder identificar en las estaciones de aforo de estudio bajo régimen alterado, cuales presentan un régimen cercano al natural (poco alterado) y cuales experimentan una perturbación significativa por los embalses.

La evaluación del impacto de los embalses, se lleva a cabo por medio de la definición de un índice adimensional, al que se denomina índice de embalse (IE). Este índice se propone con el objetivo que caracterizar el efecto de los embalses, y poder clasificarlos en estaciones bajo régimen poco alterado y muy alterado. El índice se define de forma simple como el producto de los ratios entre las áreas de aportación a cada embalse y el área total de la cuenca; y la capacidad de almacenamiento de cada embalse respecto del volumen medio anual de escurrimiento en el sitio de estudio:

$$IE(t) = \sum_{i=1}^n \frac{S_{E_i}(t)}{S_S} \cdot \frac{C_{E_i}(t)}{V_e} \quad i = 1,2,3, \dots, n \quad (4-3)$$

donde n es el número de embalses aguas arriba de cada estación de aforo, S_E es el área de aportación a cada embalse, S_S es el área de aportación a cada estación de aforo, C_E la capacidad total del embalse y V_e el escurrimiento medio anual en la estación de aforo.

Como una forma de evaluar cuando el valor del IE resultaba significativo para cada cuenca, y poder diferenciar entre sitios con una alteración alta y baja. Se decidió llevar a cabo una verificación gráfica a fin de determinar un valor umbral del índice. El umbral fue establecido escalando los momentos estadísticos de las series de crecidas para diferentes valores de umbral respecto del área de aportación. Otro parámetro adicional considerado para establecer si las cuencas experimentan un régimen poco alterado, consistió en establecer que el volumen de la capacidad total de los embalses no debería superar el 50% del volumen de escurrimiento medio anual en la cuenca.

La Tabla 4-2 muestra los volúmenes de escurrimiento medio anual para cada estación de foro, así como las capacidades de almacenamiento total por embalses. Se puede observar que de acuerdo a nuestras estaciones de aforo seleccionadas, en estaciones del sur de la región Central, así como en estaciones de la región Mediterránea las capacidades de los embalses tienden a superar los volúmenes de escurrimiento medio anual, siendo más evidente en los casos de estaciones de estudio localizadas en las confederaciones Júcar y Segura.

No	Estación	Vol. de escurrimiento medio anual (Hm ³)	Capacidad total de almacenamiento (Hm ³)	No	Estación	Vol. de escurrimiento medio anual (Hm ³)	Capacidad total de almacenamiento (Hm ³)
1	1080	730.11	379.23	28	7001	249.69	265.00
2	1295	571.43	55.00	29	7006	594.66	766.00
3	1358	136.00	6.00	30	7016	578.15	814.00
4	1765	177.71	21.00	31	7018	332.20	819.00
5	2002	249.00	328.09	32	7029	372.94	1195.00
6	2015	1098.11	326.00	33	8018	252.64	22.00
7	2029	535.27	323.00	34	8025	596.83	329.00
8	2043	1999.62	585.00	35	8032	296.30	10.00
9	2052	786.24	258.45	36	8042	1076.40	2757.00
10	2054	3674.23	977.40	37	8089	987.31	2788.00
11	2056	348.23	66.00	38	8107	506.86	1152.00
12	2062	3346.84	977.40	39	8112	516.25	874.00
13	2074	2430.28	982.00	40	8129	305.58	1152.00
14	2108	433.00	70.00	41	9002	7122.82	1891.20
15	3052	878.49	986.00	42	9013	588.23	3.00
16	3060	95.24	65.00	43	9025	2714.07	2162.90
17	3062	362.82	299.00	44	9026	79.00	541.00
18	3070	100.79	145.00	45	9038	390.70	68.00
19	3082	166.84	120.00	46	9059	885.56	139.00
20	3147	447.27	284.00	47	9074	407.58	223.00
21	4008	271.90	264.00	48	9083	886.08	101.00
22	4014	1314.40	3519.00	49	9096	958.18	356.00
23	5004	1068.67	2646.00	50	9101	893.10	447.00
24	5029	142.65	32.00	51	9120	3299.27	921.20
25	5045	386.48	188.00	52	9123	840.13	106.00
26	5047	573.28	1269.00	53	9159	167.18	91.00
27	5069	3634.29	2280.00				

Tabla 4-2. Volúmenes de escurrimiento medio anual y capacidades de almacenamiento total por embalses para los sitios de estudio en régimen alterado.

En la Figura 4-14 a Figura 4-16 se muestra la evolución temporal del IE para 6 estaciones de aforo representativas de las 53 de estudio bajo régimen alterado. A partir de estos gráficos, se llevó a cabo la primera verificación del impacto de la regulación de los embalses. En los cuales se identifican cambios bruscos en la variabilidad interanual de las crecidas. Los gráficos nos sugieren que en un importante número de estaciones en las regiones Central y Mediterránea los cambios podrían estar vinculados al efectos de los embalses.

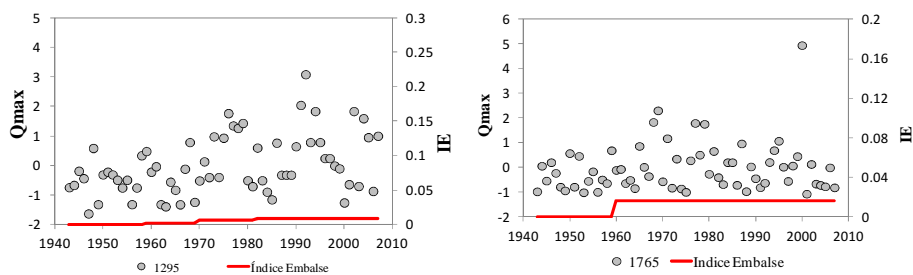


Figura 4-14. Índice de embalse en estaciones de la región Norte.

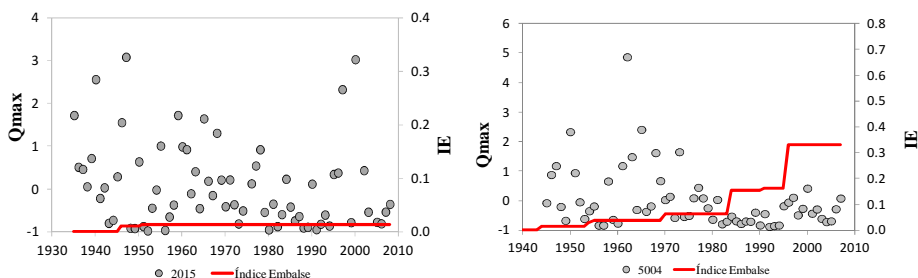


Figura 4-15. Índice de embalse en estaciones de la región Central.

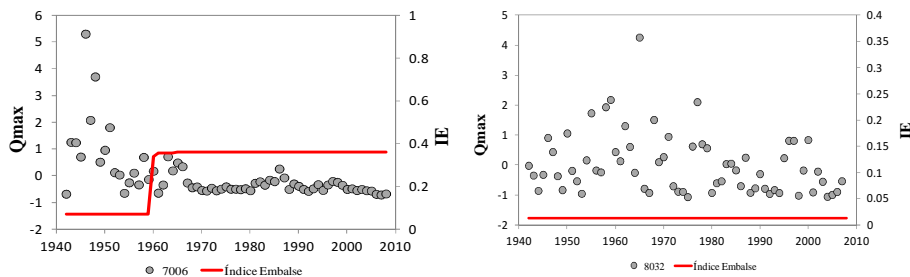


Figura 4-16. Índice de embalse en estaciones de la región Mediterránea.

Posterior a la evaluación del IE , se escalaron los dos primeros momentos estadísticos (media y varianza) de las series de crecidas anuales para diferentes valores umbral del IE . Después de examinar el escalado para diferentes valores umbral, se identificó que las estaciones con un alto grado de alteración se podían definir para un valor de $IE > 0.25$, mientras que estaciones con bajo grado de alteración o poco alteradas por un valor de $IE < 0.25$. En la Figura 4-17 se muestra el escalado de la media y varianza de las series de crecidas anuales, considerando la totalidad de las series bajo régimen alterado (panel superior) y solo las series con $IE < 0.25$ (panel inferior). Los momentos estadísticos se encuentran graficados en sus logaritmos respecto de un indicador X_m , siendo $X_m = \log(A_m) - \overline{\log(A)}$, donde A_m es el área de la cuenca para la estación m y $\overline{\log(A)}$ es el promedio de los logaritmos de todas las estaciones con el área en km^2 . Aunque es bien conocido que los caudales se escalan de una forma aceptable respecto al área, se puede apreciar en el panel inferior de la Figura 4-17 una menor dispersión al eliminar las series con $IE > 0.25$. Adicionalmente, la verificación de que las capacidades de almacenamiento en las cuencas no excedieran el 50% del volumen de escurrimiento medio anual, reforzó la identificación de las estaciones de aforo poco alteradas. Como resultado de lo anterior, procedimos a considerar como validado el umbral establecido.

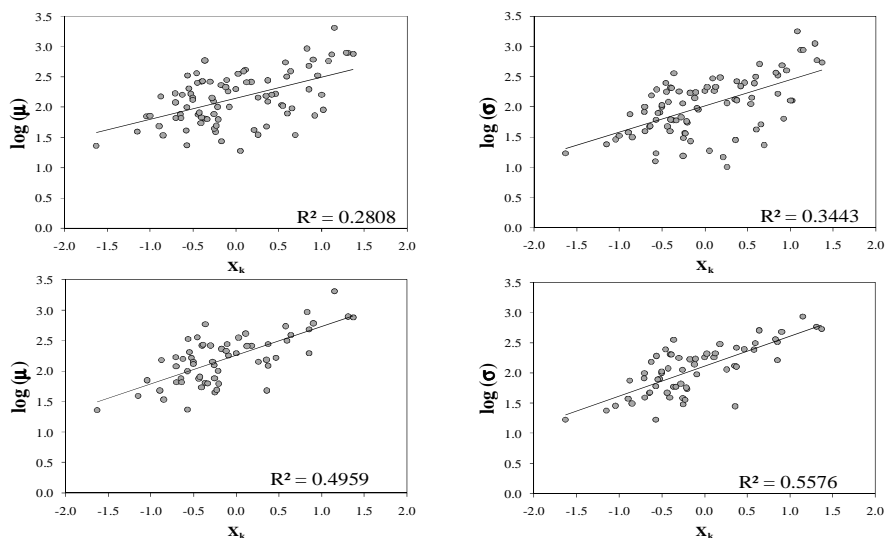


Figura 4-17. Escalado de los estadísticos (media y varianza) de las series de crecidas en régimen alterado, panel superior considerando todas las estaciones, panel inferior con las estaciones con $IE < 0.25$.

La Figura 4-18 muestra un ejemplo de la perturbación en una de las estaciones de aforo bajo régimen muy alterado ($IE=0.329$). Se puede ver el decaimiento en los caudales en el periodo posterior a la construcción del embalse Negratin el cual cuenta con una capacidad de 567 Hm^3 que representa el 64% del escurrimiento medio anual. También se puede observar que la relación entre los cuantiles para un periodo de retorno de 10 años para los periodos antes y después de la puesta en operación del embalse, exhibe el decaimiento en los caudales máximos medios diarios anuales, siendo patente el significativo impacto de los embalses en el régimen de crecidas en esta estación de aforo.

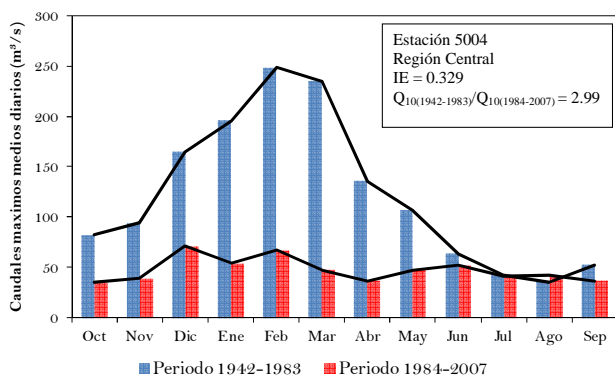


Figura 4-18. Ejemplo de la perturbación por embalses en estaciones bajo régimen muy alterado ($IE > 0.25$), donde se muestran los caudales mensuales antes y después de la construcción del embalse Negratin con capacidad de 567 Hm^3 .

La Figura 4-19 muestra el efecto de los embales en los caudales mensuales expresado por la correlación entre los caudales antes y después del efecto de los embalses graficado respecto del índice de embalse (IE). Se puede ver el decaimiento en la correlación con el incremento del IE , lo cual demuestra la buena caracterización del índice propuesto del efecto perturbador de los embalses.

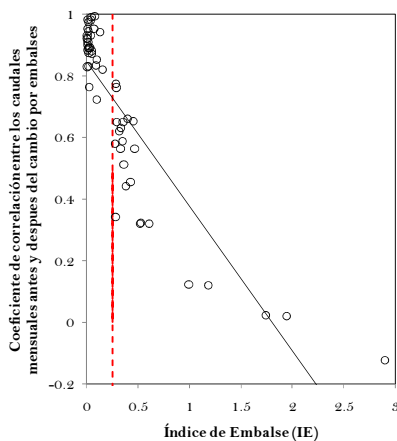


Figura 4-19. Efecto de los embales en los caudales medios mensuales expresado por la correlación entre los caudales antes y después del efecto de los embales graficado respecto del índice de embalse (IE).

La Tabla 4-3 resume los resultados de la evaluación de los índices de embalse para cada estación de aforo. En general, se muestra que en 45% de las estaciones en régimen alterado el IE resulta mayor de 0.25, lo cual nos indica que las crecidas en estas estaciones presentan una perturbación importante producto de la regulación de los embalses. Adicionalmente, se comprobó en los gráficos de dispersión de las series de crecidas, que los cambios que experimentan estas series en el tiempo coinciden con incrementos importantes en la capacidad de embalse. Por otro lado, el impacto de los embalses resultó no significativo en 55% de las series, siendo evidente en los gráficos de las crecidas anuales, la nula presencia de cambios significativos en la evolución de los regímenes de crecidas.

Estación	Régimen	IE	Estación	Régimen	IE	Estación	Régimen	IE
1080	PA	0.022	3082	MA	0.289	8089	MA	0.288
1295	PA	0.008	3147	MA	0.272	8107	MA	1.941
1358	PA	0.021	4008	MA	0.278	8112	MA	1.178
1765	PA	0.016	4014	MA	0.517	8129	MA	2.893
2002	MA	0.276	5004	MA	0.329	9002	PA	0.009
2015	PA	0.014	5029	PA	0.019	9013	PA	0.001
2029	PA	0.067	5045	PA	0.040	9025	PA	0.048
2043	PA	0.004	5047	MA	0.991	9026	MA	1.736
2052	PA	0.097	5069	MA	0.424	9038	PA	0.038
2054	PA	0.003	7001	MA	0.525	9059	PA	0.049
2056	PA	0.009	7006	MA	0.360	9074	PA	0.089
2062	PA	0.008	7016	MA	0.278	9083	PA	0.099
2074	PA	0.029	7018	MA	0.284	9096	PA	0.129
2108	PA	0.155	7029	MA	0.465	9101	MA	0.450
3052	PA	0.044	8018	PA	0.017	9120	PA	0.011
3060	MA	0.326	8025	MA	0.352	9123	PA	0.018
3062	PA	0.076	8032	PA	0.013	9159	MA	0.349
3070	MA	0.398	8042	MA	0.606			

PA: Poco Alterado $IE < 0.25$

MA: Muy Alterado $IE > 0.25$

Tabla 4-3. Resumen de la evaluación del índice de embalse para cada sitio de estudio, donde se enlista el valor del IE en el presente.

Tras la revisión del impacto de los embalses en el régimen de crecidas, se tienen las siguientes conclusiones: Para el caso de series en la región Norte, no se denota un efecto importante de los embalses en el régimen crecidas, obteniéndose valores del *IE* generalmente bajos como se puede observar en los casos representativos que se muestran en la Figura 4-14. Resultados en dos sentidos fueron los observados en series localizadas en la región Central (Figura 4-15), en la cual se presentan casos donde el efecto de los embalses resulta menor como se observa en la mayoría de las estaciones de aforo localizadas en las confederaciones del Duero y Tajo. Régimen de crecidas con un importante efecto de los embalses se exhibe en la región Central, en las cuales este efecto se identifica principalmente en las estaciones de aforo seleccionadas en las confederaciones Guadiana, Guadalquivir y Tajo. Finalmente, resulta evidente el alto impacto de las estrategias de regulación por embalses en el régimen de crecidas en las estaciones seleccionadas en las confederaciones Júcar y Segura en la región Mediterránea (Figura 4-16), donde 42% de las series presentan valores de *IE* mayor de 0.25.

Los resultados establecidos en este apartado, nos permiten conseguir el objetivo planteado, el cual consistió en poder distinguir entre estaciones que experimentan un bajo grado de alteración producto de la regulación de los embalses (cercano al natural), y aquellas que experimentan un alto grado de regulación. Estos resultados son de vital importancia ante la evidente dificultad de identificar cambios climáticos en series con una modificación del régimen hídrico importante, permitiéndonos establecer un claro vínculo entre las violaciones al supuesto de estacionaridad producto de la alteración de los ríos por embalses. No obstante, el clima puede ser un factor complementario en estas estaciones cuando los cambios no puedan ser explicados del todo por el efecto de los embalses. Por otro lado, también es de destacar la potencialidad del índice de embalse propuesto, como una variable explicativa en la modelación de las crecidas en estaciones de aforo en régimen alterado.

La Figura 4-20 muestra la distribución espacial de las estaciones de estudio, donde estas se encuentran clasificadas en régimen natural, régimen poco alterado ($IE < 0.25$) y régimen muy alterado ($IE > 0.25$).

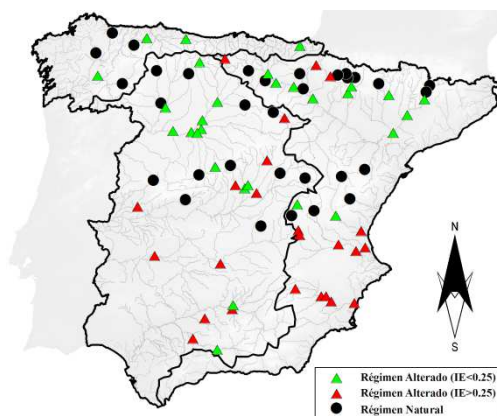


Figura 4-20. Distribución espacial de las estaciones de aforo en régimen natural, poco alterado y régimen muy alterado.

CAPÍTULO 5

ANÁLISIS DE LA ESTACIONARIDAD

Como ya se ha mencionado, una de las piedras angulares en las cuales se ha basado el análisis de frecuencia de crecidas, es la de asumir que las series son estacionarias, esto es, que las series se encuentran libres de tendencia o periodicidad (Salas, 1993), lo que implica que los momentos estadísticos de las series permanezcan constantes a lo largo de la serie de tiempo. En años recientes, esta premisa ha sido ampliamente cuestionada por diversos investigadores al observar evidencias de no estacionaridad en variables hidrológicas que están estrechamente vinculadas a los caudales. No obstante, en el campo de la Hidrología Aplicada esta premisa sigue siendo asumida para el diseño de la infraestructura hidráulica. Lo anterior se presenta incongruente ante la evidente influencia de la variabilidad climática natural y los cambios inducidos por el hombre (fundamentalmente por cambios en el uso y cubierta del suelo y la construcción de embalses) en el régimen de los caudales de crecida de los ríos.

Es por lo expuesto anteriormente, así como por los resultados observados en los análisis exploratorios y en los análisis del impacto de los embalses en el régimen de crecidas, que en el presente capítulo se evalúa la hipótesis de estacionaridad en los regímenes de crecidas en ríos de la España peninsular. La validación de la hipótesis de estacionaridad es testada por medio de la detección de puntos de ruptura, tendencias temporales y análisis de persistencia en los casos de estudio. Los test de estacionaridad se aplicaron a los 85 sitios de estudio. El objetivo principal en este capítulo consiste en poder analizar las posibles violaciones al supuesto de estacionaridad. Así mismo, se pretende vincular los cambios en los regímenes de crecidas con forzamientos externos de origen climático y no climático (cambios en las variables macroclimáticas y el efecto del alto grado de regulación por embalses).

5.1 Antecedentes

El estudio de cambios en los regímenes de caudales y su variabilidad espacial en un contexto regional, son vitales en los recursos hídricos. El desarrollo de políticas exitosas para el manejo de recursos hídricos también depende en gran medida de la interpretación de tendencias y cambios en los regímenes de caudales (Gupta, 2007). La mayoría de los esfuerzos por identificar cambios en las variables hidrológicas se han basado en la identificación de tendencias.

Muchos estudios alrededor del mundo se han enfocado de manera importante en la comprensión de tendencias en series de caudales. Estos incluyen análisis a varias escalas temporales y espaciales en Australia (Petronne et al., 2010), Canadá (Burn y Hag-Elnur, 2002; Yue et al., 2002; Ehsanzadeh y Adamowski, 2009; Burn et al., 2010), China (Jiang et al., 2007; Xu et al., 2010), Estados Unidos (Lettenmaier y Wallis, 1994; Soulé y Zhi-Yong, 1995; Lins y Slack, 1999; Douglas et al., 2000; Johnston y Shmagin, 2008; Wu et al., 2008; Brabets y Walvoord, 2009; Fu et al., 2010) y Sudamérica (Genta et al., 1998). Estudios previos en Europa de análisis de tendencia en series temporales de caudales incluyen países nórdicos (Wilson et al., 2010), Francia (Renard et al., 2008), Eslovaquia (Majercakova et al., 1997), y República Checa (Fiala, 2008). En los resultados de estos estudios se reportaron la presencia de tendencias temporales estadísticamente significativas en las series. Dos estudios en los cuales se examinó la presencia de tendencias en un contexto más global son los trabajos presentados por Milliman et al. (2008) y Stahl et al. (2010). En el primero de ellos se exponen los resultados de una exhaustiva revisión de la presencia de tendencias en series de caudales en 137 ríos representativos de diversas regiones del planeta para el periodo 1951-2000. Ellos identifican en sus resultados que los cambios en las series son en gran parte reflejo de cambios en la precipitación, lo cual sugieren puede vincularse con los cambios en las configuraciones atmosféricas que controlan en gran parte los regímenes de precipitación. También añaden en su estudio que tendencias con cambios bruscos puede sugerir los efectos de los embalses, la irrigación y las transferencias de agua entre cuencas. Por otro lado, Stahl et al. (2010) examinaron la presencia de tendencias en 441 series caudales anuales y mensuales en Europa en los últimos 40 años. Ellos muestran en sus resultados que las series ubicadas en el sur y este de Europa presentaron patrones generalizados de tendencias negativas, mientras tendencias positivas se observaron en series localizadas en las latitudes del norte.

Enfocándonos en la Península Ibérica, el análisis de tendencias en series de caudales también se ha analizado en los últimos años. Entre los trabajos más destacados podemos mencionar los llevados a cabo por Beguería *et al.*, (2003) en la zona de los Pirineos, y Morán-Tejeda *et al.*, (2010b) en la región del Duero. Un trabajo más reciente es el presentado por Lorenzo-Lacruz *et al.*, (2012), en él se evaluó la presencia de tendencias en series de volúmenes de escurrimiento anual y estacional en cuencas distribuidas a lo largo de la Península Ibérica. Los tres estudios concluyen en sus resultados la presencia de patrones generalizados de tendencias negativas, sugiriendo en sus resultados la influencia de cambios de origen climático y el alto grado de regulación que experimentan cuencas, como los principales factores que pueden explicar las tendencias detectadas.

Ningún estudio hasta ahora ha abordado el estudio de detección de no estacionaridad en series de crecidas en la España peninsular. De hecho, este ha sido un tema poco abordado en Europa en general, debido a la alta densidad de población y la larga historia

de construcción de infraestructura hidráulica. Entorpeciendo lo anterior la identificación de cambios y tendencias temporales, lo cual claramente dificulta sus vínculos con cambios climáticos. Debido a una de las premisas con la que comenzamos esta investigación, la cual consistía en cuestionarnos la presencia de estacionaridad en el régimen de crecidas en ríos de España. El testar la hipótesis en nuestras series temporales se plantea como un punto fundamental en nuestra investigación.

Un estudio en el cual se examinó la ausencia de estacionaridad en series de crecidas en el entorno de la Península Ibérica, fue en el presentado por Silva et al. (2012). Ellos evaluaron la hipótesis de estacionaridad en las series de crecidas máximas en 10 cuencas de Portugal, donde los eventos fueron seleccionados con el método de picos sobre un umbral. En su trabajo demostraron que la tasa de ocurrencia de crecidas máximas constituye un proceso no homogéneo de Poisson, lo cual pone en evidencia la ausencia de estacionaridad en la tasa de ocurrencia. Así mismo, en sus resultados sugieren que los cambios que la tasa de ocurrencia de crecidas experimenta en las cuencas de estudio, se podrían encontrar estrechamente vinculados a los cambios que experimenta la NAO.

5.2 Métodos estadísticos

Se pueden encontrar en la literatura un importante número de test paramétricos y no paramétricos para la detección de rupturas y tendencias en series temporales. En el presente trabajo se decidió utilizar el test no paramétrico de Pettitt (1979) para la detección de puntos de ruptura, el cual ha sido utilizado con éxito en estudios previos para la evaluación de cambios abruptos en series de caudales y precipitación (Tomozeiu, 2005; Villarini et al., 2009a; Smith et al., 2011), permitiendo la detección de rupturas en la media cuando el tiempo del punto de cambio es desconocido. El test fue aplicado asumiendo un nivel de confianza del 95%. Por otro lado, el estudio de posibles tendencias temporales (crecientes y decrecientes) en las series de crecidas, se evalúa por medio de tres test muy utilizados en este tipo de estudios, uno paramétrico (Pearson) y dos no paramétricos (Mann-Kendall y Spearman Rho) (Hirsch et al., 1992; Pasquini y Depetris, 2007; Renard et al., 2008; Wilson et al., 2010). El uso de los tres test será de gran ayuda en la identificación de la presencia o ausencia de tendencias, permitiéndonos además contrastar los resultados obtenidos en su aplicación. Los test de tendencias se aplicaron asumiendo los niveles de confianza del 95 y 99%.

En adición a los análisis de cambios en la media, se evaluaron cambios en la varianza. Para ello se sigue el procedimiento sugerido por Pegram (2000), en el cual se aplican los test estadísticos al cuadrado de los residuales calculado respecto a una línea obtenida con un polinomio de regresión. En este estudio para el ajuste de los polinomios se empleó el método de regresión local *LOESS*³ (por sus siglas en inglés) con un parámetro de suavizado igual a 0.75, los cálculos para el ajuste de los polinomios y obtención de los residuales se llevaron a cabo en el programa R.

De acuerdo con Koutsoyiannis (2006) un elemento que frecuentemente se ha dejado pasar por alto en estudios de análisis de estacionaridad en registros de crecidas, es la presencia de persistencia en la series. Koutsoyiannis y Montanari (2007) refieren que

³ La regresión local con *LOESS* combina la sencillez de la regresión lineal por mínimos cuadrado con la flexibilidad de la regresión no lineal mediante el ajuste de modelos sencillos sobre subconjuntos locales de datos para crear una función que describa la parte determinista de la variación de los datos punto a punto.

algunos de los patrones observados en las series hidrológicas pueden ser explicados de una mejor manera por medio de un análisis de persistencia. De acuerdo con Sun *et al.*, (2007) una serie presenta un comportamiento persistente, cuando el resultado esperado sea similar al periodo anterior, es decir cada evento tendría un cierto grado de incidencia sobre eventos futuros. En el presente estudio se examina si el comportamiento de las series de crecidas anuales podían ser explicados en términos de la persistencia, para lo cual se cuantifica la persistencia estadística de las series por medio del exponente de Hurst.

A continuación se describen con mayor detalle los test estadísticos utilizados en la evaluación de la hipótesis de estacionaridad.

5.2.1 Test de Pettitt

Como lo exponen Kundzewicz y Robson (2004b), el test de Pettitt (1979) es una alternativa interesante sobre otros métodos no paramétricos como Mann-Whitney, porque es más potente y robusto en la detección de cambios en la media y varianza. Al igual que el test de Mann-Kendall, el test de Pettitt asume que las observaciones son independientes. Pone a prueba la hipótesis nula H_0 , que al dividir la muestra en dos, no se presentan cambios en la media. Se produce una comparación basada en el rango entre las observaciones situadas antes y después de tiempo t , de donde tenemos la variable de máximo valor absoluto $k(t)$:

$$k(t) = \sum_{i=1}^t \sum_{j=t+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (5.1)$$

A continuación obtenemos el tiempo para el cual la cantidad de información acumulada es la mayor, se le denomina punto estadístico de Pettitt $k(t)$. Denotando que T es el tiempo y K es la cantidad de información, tenemos:

$$T = \arg \max (k(t)) \quad (5.2)$$

$$K = \max_{1 \leq t \leq n} (|k(t)|) \quad (5.3)$$

donde K es el estadístico final de Pettitt y T es el punto de cambio o también llamado “punto de Pettitt”. La significancia estadística asociada con el rechazo de la hipótesis nula H_0 esta dada aproximadamente por:

$$p \approx 2 \exp\left(\frac{-6K^2}{n^3+n^2}\right) \quad (5.4)$$

Por lo que para un nivel de significancia α de primer orden, si $p < \alpha$ la hipótesis nula es rechazada (ausencia de punto de cambio en la serie). Un punto importante a mencionar en el test de Pettitt, es que no existe un nivel de confianza asociado con la fecha de cambio o presencia de la ruptura de la serie. Por ello, Tomozeiu *et al.*, (2000) comentan que es importante identificar y explicar la causa del origen del cambio, con el objetivo de conseguir coherencia en los resultados obtenidos y poder proporcionar un sentido físico.

5.2.2 Test de Pearson

El método paramétrico seleccionado para la detección de cambios temporales en las series de caudales máximos anuales es el test de Pearson, el cual es un test de medida de dependencia lineal entre dos variables. Sin embargo, para su uso en el análisis de tendencias en las series de tiempo, el test es llevado a cabo empleando el tiempo como variable explicativa (Hirsch et al., 1992).

El cálculo del coeficiente de correlación de Pearson (r), se realiza dividiendo la covarianza por el producto de las desviaciones estándar de ambas variables:

$$r = \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_x * \sigma_y} \quad (5.5)$$

Siendo σ_{xy} la covarianza entre x e y , y σ_x y σ_y las desviaciones típicas de cada una de las variables aleatorias.

Con el coeficiente de correlación r , se puede formar la base de una prueba estadística de tendencia temporal. La hipótesis nula H_0 , es que los eventos y_i son independientes y variables aleatorias distribuidas normalmente, y no dependen de la serie de tiempo x_i . La prueba estadística T_c es definida:

$$T_c = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \quad (5.6)$$

donde r es el coeficiente de correlación de Pearson, entre las series x e y , y n es el número de pares. La hipótesis nula H_0 es rechazada si $|T_c| > T_{1-\alpha/2}$, donde $T_{1-\alpha/2}$ es el cuantil de la distribución t Student con $n - 2$ grados de libertad y una probabilidad de excedencia de $\alpha/2$.

5.2.3 Test de Spearman

Un test no paramétrico utilizado en Estadística en la identificación de tendencias en series temporales, es el test de correlación por rangos de Spearman o Spearman Rho (ρ). Este test, al igual que el test de Pearson, estima la dependencia estadística entre dos variables aleatorias continuas, que para el caso del análisis de tendencias el tiempo es empleado como variable explicativa.

El estadístico ρ es definido como el coeficiente de correlación de Pearson entre variables categorizadas. Los n valores originales X_i y Y_i son convertidos en rangos x_i y y_i , y ρ es calculado como:

$$\rho = \frac{\sum_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_i (x_i - \bar{x})^2 \sum_i (y_i - \bar{y})^2}} \quad (5.7)$$

Es importante considerar la existencia de datos idénticos, asignando estos a un rango igual al promedio de su posición en el orden ascendente de los valores. En aplicaciones donde se tiene conocimiento de la ausencia de valores idénticos, el coeficiente puede ser calculado con un procedimiento más simple. Las diferencias $d_i = x_i - y_i$ entre los rangos de cada observación de las dos variables son calculados, y ρ es dado por:

$$\rho = 1 - \frac{6 \sum a_i^2}{n(n^2-1)} \tag{5.8}$$

La interpretación de la prueba viene dado por el signo de la correlación, indicando la dirección de la asociación entre las variables. Si Y tiende a aumentar cuando aumenta X , el coeficiente de Spearman es positivo. Si Y tiende a disminuir cuando aumenta X , el coeficiente de Spearman es negativo. Una correlación de Spearman de cero indica que no existe una tendencia de Y para aumentar o disminuir cuando aumenta X . La determinación de la significancia estadística del coeficiente de Spearman, se estableció al igual que en el procedimiento para el test de Pearson en base a una aproximación a la distribución t de Student.

5.2.4 Test de Mann-Kendall

Sin duda uno de los test más empleados en el análisis de tendencias temporales es el de Mann-Kendall. Este es un test no paramétrico que prueba la presencia de tendencias temporales en el tiempo sin especificar si estas son lineales o no lineales. Considerando la serie de tiempo anual y_t , para $t = 1, 2, \dots, n$, cada valor y_t , para $t = 1, 2, \dots, n - 1$ es comparado con todos los valores subsecuentes y_t , para $t = t' + 1, t' + 2, \dots, n$, y unas nuevas series z_k son generadas por

$$\begin{aligned} z_k &= 1 && \text{si } y_t > y_{t'} \\ z_k &= 0 && \text{si } y_t = y_{t'} \\ z_k &= -1 && \text{si } y_t < y_{t'} \end{aligned}$$

donde $k = (t' - 1)(2n - t')/2 + (t - t')$. El estadístico S de Mann-Kendall es dado por la suma de las series z_k como:

$$S = \sum_{t'=1}^{n-1} \sum_{t=t'+1}^n Z_k \tag{5.9}$$

El estadístico S nos representa el número de diferencias positivas menos el número de diferencias negativas para todas las diferencias consideradas. Para el caso de series de tiempo largas considerando estas series con longitudes de registro mayores a 40 años ($n > 40$), la significancia estadística se evalúa por medio de las ecuaciones:

$$u_c = \frac{S+m}{\sqrt{V(S)}} \tag{5.10}$$

$$V(S) = \frac{1}{18} [n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^n e_i(e_i-1)(2e_i+5)] \tag{5.11}$$

donde $m = 1$ si $S < 0$ y $m = -1$ si $S > 0$, n es el número de parejas, y e_i es el número de datos en el i -ésimo grupo. El estadístico u_c se asume cero si $S = 0$. Para la prueba de hipótesis de presencia de tendencia creciente o decreciente no puede ser rechazada para un nivel de significancia α si $|u_c| > u_{1-\alpha/2}$, donde $u_{1-\alpha/2}$ es el cuantil $1 - \alpha/2$ de la distribución normal estándar.

5.2.5 Exponente de Hurst

La detección de la persistencia en series temporales tuvo su origen en la Hidrología (Mandelbrot y Wallis, 1969), cuando al británico Edward Hurst le fue encomendada la misión de diseñar una presa en el río Nilo en 1951. Hurst, para determinar la capacidad

óptima del embalse, se encontró con la problemática de que los caudales del Nilo presentaban memoria, y que no se podían asumir como hasta ese entonces aleatorios e independientes. En consecuencia, Hurst desarrolló una metodología adecuada para capturar y medir el tipo de dependencia. De manera general, la metodología calcula la desviación acumulada con respecto a la media para varios periodos de tiempo, y examina como esta desviación se escala con respecto al tiempo.

Cohn y Lins (2005) refieren que la existencia de persistencia a largo plazo podría resultar en la existencia de tendencias estadísticamente significativas, aún cuando no se hubiera detectado la presencia de tendencias. En el presente trabajo de investigación se examina la presencia de tendencias a largo plazo estimando el exponente de Hurst (1951). Existen en la literatura diversos métodos para la estimación del exponente de Hurst como: el método de la varianza agregada, método de la varianza diferenciada, método de Higuchi, método del rango escalado R/S , y los métodos del periodograma y periodograma modificado (Montanari et al., 1999). En el presente trabajo se decidió emplear el método del rango escalado para el cálculo de H el cual se describe a continuación.

La propuesta original de Hurst se basó en el trabajo de Einstein respecto del movimiento de las partículas, para el que busco una formulación general que describiera la distancia que una variable aleatoria cubre con respecto al tiempo. Einstein formuló originalmente que la distancia o desplazamiento medio (R) que una partícula suspendida en un fluido cubre por unidad de tiempo (n) corresponde a $R = n^{0.5}$, lo cual equivalía a la regla de la raíz cuadrada. Con el fin de generalizar dicha formulación a su metodología, Hurst estableció que $R \sim c \cdot n^H$, donde c es una constante independiente de n , y H es un exponente por determinar. Este exponente expresa la manera en la que la distancia (R) se comporta con respecto al tiempo.

Hurst definió que la medida de distancia cubierta o recorrida por la variable en un periodo o muestra (n) estaría dada por el rango R_n :

$$R_n = [\max_{1 \leq k \leq n} (\sum_{j=1}^k (x_j - \bar{x}_n)) - \min_{1 \leq k \leq n} (\sum_{j=1}^k (x_j - \bar{x}_n))] \quad (5.12)$$

donde $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ corresponde a las realizaciones de la variable aleatoria de la muestra y \bar{x}_n es la media de la muestra. El rango R_n se estandariza por la desviación estándar de la muestra en dicho periodo S_n , lo que resulta en el rango reescalado $(R/S)_n$:

$$(R/S)_n = R_n/S_n \quad (5.13)$$

Con este resultado encontró que el comportamiento de este rango reescalado se ajustaba a la dinámica de una gran cantidad de series de tiempo de fenómenos naturales, donde dicho ajuste se podía representar por medio de la relación

$$(R/S)_t \sim c * n^H \quad (5.14)$$

donde los valores de H se encuentran acotados entre 0 y 1 ($0 < H \leq 1$). Posteriormente, Mandelbrot y Wallis (1969) propusieron graficar la función anterior para diversos tamaños de muestra (n) en una doble escala logarítmica, para luego, mediante una regresión de mínimos cuadrados, obtener una aproximación al exponente H , el cual

tomará el valor de la pendiente de dicha regresión ec. (5.15); este procedimiento se conoce como el análisis de rango reescalado (R/S).

$$\log\left(\frac{R}{S}\right)_n = \log(c * n^H) \quad (5.15)$$

$$\log\left(\frac{R}{S}\right)_n = \log(c) + H \log(n) \quad (5.16)$$

El exponente de Hurst toma valores entre 0 y 1, donde la aplicación para series aleatorias que presenten incrementos estacionarios e independientes H se aproxima a 0.5, en estos casos el proceso no presentaría persistencia o memoria, y valores mayores que 0.5 indican la presencia de persistencia o memoria.

5.3 Resultados

En este punto se presentan y analizan los resultados obtenidos en la evaluación de la hipótesis de estacionaridad en las series de crecidas anuales y estacionales. Las series de crecidas estacionales se calcularon obteniendo el valor máximo para el periodo de tiempo de las estaciones consideradas para el hemisferio norte; invierno (diciembre-febrero), primavera (marzo-mayo), verano (junio-agosto) y otoño (septiembre-noviembre). La aplicación de los test de ruptura, así como los de tendencias temporales se aplicaron tanto a las series de crecidas anuales como estacionales. Los niveles de significancia considerados fueron de $\alpha=0.05$ para testear la presencia de rupturas, mientras $\alpha=0.05$ y 0.01 fueron los utilizados para la presencia de tendencias. La aplicación del análisis de persistencia por medio del exponente de Hurst se basa solamente en la aplicación a las series de crecidas anuales. Ya que la ausencia de longitudes especialmente extensas en las series puede tener un importante impacto en la estimación del exponente de Hurst, se decidió aplicar en conjunto un test de significancia, realizando remuestreos de las series y estimando el p-valor del H estimado.

5.3.1 Análisis de rupturas

El análisis de detección de puntos de ruptura, es utilizado en este apartado con el fin de investigar la presencia de cambios abruptos en la media y varianza de las series de crecidas anuales y estacionales.

5.3.1.1 Cambios en las series de crecidas anuales

La Figura 5-1 resume los resultados del análisis de puntos de ruptura en las series de crecidas anuales. Se identifican rupturas en la media de las crecidas anuales en el 55% de las series, de las cuales un 88% experimentan una disminución en la media posterior al punto de ruptura. Los puntos de ruptura se presentan en su mayoría durante el periodo de los 60's a los 90's, siendo más significativos durante la década de los 1970's. Por otro lado, el análisis de ruptura en la varianza muestra que el 37% de las series de crecidas anuales presentan ruptura, de las cuales el 90% experimentan disminuciones en el estadístico durante el periodo de los 50's a los 90's. Al analizar los puntos de ruptura tanto en la media como en la varianza de las series de crecidas anuales, resulta evidente el patrón generalizado de que los estadísticos tienden a disminuir después del punto de ruptura. Otro punto a destacar es que el 60% de las series que experimentan ruptura en la media, experimentan también ruptura en la varianza.

En la Figura 5-1 se muestra también la distribución espacial de las series que experimentan rupturas en los estadísticos. La distribución espacial de rupturas en la media muestra un patrón generalizado de rupturas en las tres regiones de estudio. Se observa que en series de las regiones Central y Mediterránea, la media tiende a disminuir posterior a la ruptura, concentrándose las rupturas en las estaciones de aforo localizadas en las confederaciones hidrográficas Tajo, Guadiana y Júcar en los años 70's, mientras que en las confederaciones del Ebro, Guadalquivir y Segura en el periodo de los 60's a 90's. En la región Norte, los resultados de la distribución espacial de las rupturas exhiben que en la confederación del Cantábrico la media se incrementa posterior a la ruptura, mientras que en la confederación Miño-Sil se aprecia ausencia de rupturas o disminuciones en la media. En lo que respecta a la distribución espacial de las series con rupturas en la varianza, se observa que estas se limitan a estaciones de las confederaciones del Guadiana, Guadalquivir y Tajo en la región Central durante los años 70's y 80's, y estaciones de las confederaciones del Júcar y Segura en la región Mediterránea durante el periodo de los 50's a 80's. Al igual que lo observado en el comportamiento en la media, se aprecia en la varianza un patrón de tender a disminuir posterior a los puntos de ruptura en las series de crecidas anuales. Aunque se sugiere una cierta similitud espacial en la identificación de rupturas en la media y varianza de las crecidas anuales, se puede observar que en la varianza estas se presentan particularmente en aquellas estaciones de aforo bajo régimen muy alterado. Por otro lado, en series bajo régimen poco alterado y natural, las series temporales con rupturas en la varianza se presentan en un menor número.

La Tabla 5-1 resume las rupturas encontradas en las series de crecidas anuales clasificadas por tipo de regulación.

Régimen	Media		Varianza	
	Incremento	Decremento	Incremento	Decremento
Natural	3	11	2	7
Poco alterado	3	15	2	5
Muy alterado	0	18	0	17

Tabla 5-1. Número de series crecidas anuales con ruptura clasificadas por grado de regulación.

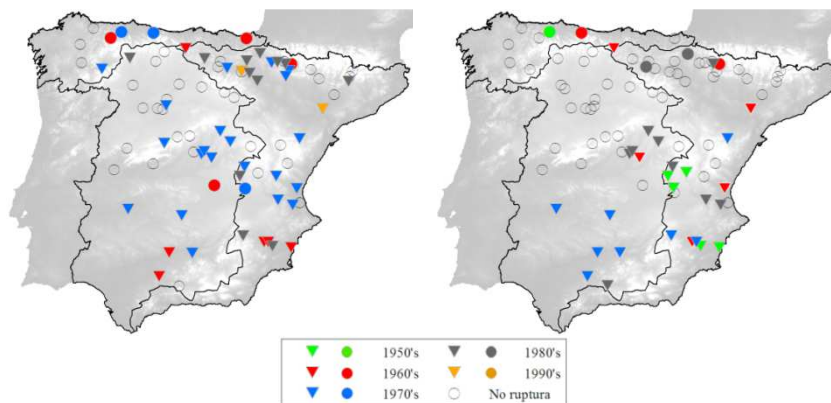


Figura 5-1. Mapas con la distribución espacial de las series de crecidas anuales con puntos de ruptura en la media (derecha) y varianza (izquierda). Los triángulos indican decremento en la media o varianza después del punto de ruptura, mientras los círculos indican incremento.

5.3.1.2 Cambios en las series de crecidas estacionales

Posterior al análisis de presencia de rupturas en las series de crecidas anuales, este se llevo a cabo en la media y varianza de las series de crecidas estacionales. La Tabla 5-2 resume las rupturas detectadas en la media y varianza de las series de crecidas estacionales, donde estas se clasifican por grado de regulación.

Los análisis de ruptura en la media de las crecidas estacionales, muestran que en invierno un alto porcentaje (>50%) de las series experimentan rupturas. El patrón generalizado después de la ruptura en la media en las crecidas invernales, es una tendencia a disminuir, los cuales se observan en estaciones de aforo bajo los tres tipos de grados de regulación. Resultados en un mismo sentido fueron los observados en primavera, donde el 52% de las series experimentan rupturas en la media, con un evidente patrón de tendencia a disminuir el estadístico después del punto de ruptura. Con respecto a los resultados en las series de crecidas en verano, se puede apreciar al igual que en la periodos de invierno y primavera, que las series exhiben en un alto porcentaje rupturas (>50%) en la media. Es importante destacar en las crecidas durante el verano, que se observa un incremento en rupturas en series bajo régimen natural, mientras que en series en régimen muy alterado se detecta un cambio en el comportamiento de la media (se aprecia en algunas estaciones incremento en la media). Lo anterior se podría explica como consecuencia de que en este periodo tiene lugar la época de estiaje en la zona de estudio, en la cual las cuencas bajo régimen muy alterado cubren los déficits que se presentan producto de la escasez de precipitaciones. Por otro lado, un porcentaje de aproximadamente el 50% de las series de crecidas en otoño exhibe ruptura en la media. Se observa que el 78% de la series presentan disminuciones en la media, mientras que solamente el 22% incrementos.

Media	Natural		Poco alterado		Muy alterado	
	Incremento	Decremento	Incremento	Decremento	Incremento	Decremento
Invierno	0	12	2	11	0	16
Primavera	1	9	3	16	0	17
Verano	2	17	3	15	5	10
Otoño	4	3	2	9	1	14
Varianza						
Invierno	9	4	9	1	0	16
Primavera	1	9	0	13	0	19
Verano	11	9	4	8	4	7
Otoño	7	10	3	12	0	12

Tabla 5-2. Número de series de crecidas estacionales con ruptura clasificadas por grado de regulación.

La Figura 5-2 muestra la distribución espacial de las rupturas en la media de las series de crecidas estacionales. Se puede observar que durante el periodo de los 70's a 90's, se concentran la mayoría de los puntos de ruptura en la media de las crecidas estacionales. Analizando la distribución espacial de las rupturas, podemos destacar que en estaciones de aforo de la región Central estás se concentran de manera importante durante los periodos de invierno y primavera, con la evidente disminución en la media posterior al punto de ruptura. Una presencia significativa de rupturas en la media de las series de crecidas estacionales, son también observadas en las series localizadas en la región Mediterránea, las cuales se presentan durante los 4 periodos analizados. De estos últimos resultados podemos destacar la persistente ruptura en series de las confederaciones del Júcar y Segura en el sur de la región, así como en estaciones ubicadas en la parte alta del

interior en la confederación del Ebro. En lo que respecta a las crecidas estacionales en la región Norte, se puede notar que en esta región se presenta el menor número de rupturas en la media, donde es de destacar la presencia de incrementos en la media en series localizadas en el Cantábrico, mientras que disminuciones se observan en las series de la confederación Miño-Sil.

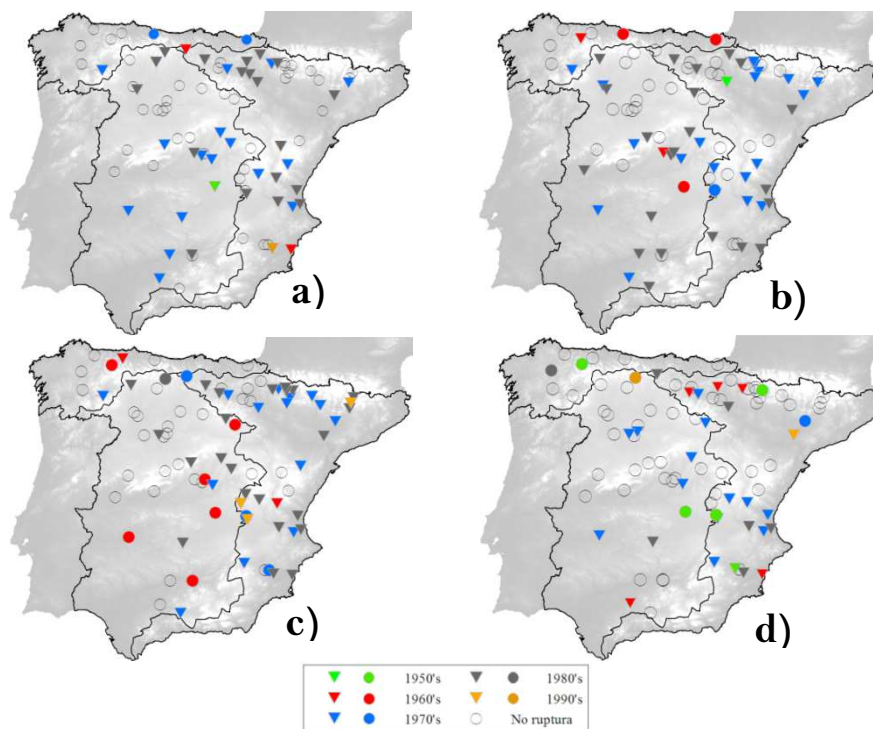


Figura 5-2. Mapas con la distribución espacial de las series de crecidas estacionales con puntos de ruptura en la media. Los triángulos indican decremento en la media o varianza después del punto, mientras los círculos indican incremento. Panel superior: a) invierno y b) primavera, y panel inferior: c) verano y d) otoño.

En lo que respecta a las rupturas en la varianza de las series de crecidas estacionales (Tabla 5-2), estas exhiben, al igual que lo observado en la media, una significativa presencia de rupturas. Se puede observar una importante similitud en cuanto a la distribución espacial y el comportamiento del estadístico posterior al punto de ruptura. No obstante, resulta evidente el menor número de rupturas en la varianza respecto de las observadas en la media. En las crecidas invernales el 43% de las series presentan rupturas en la varianza, de las cuales un 54% experimentan disminución en la varianza posterior al punto de ruptura, mientras que el 46% experimentan incrementos. Es de destacar que el patrón de disminución observado previamente en la media, solo se mantiene en las series de crecidas invernales bajo régimen muy alterado. Una importante presencia de rupturas en la varianza se observa también en las series de crecidas de primavera (aproximadamente el 50%), donde se denota un claro patrón de disminución en la varianza posterior a la ruptura (aproximadamente el 95%). La detección de rupturas en la varianza de las crecidas en verano exhiben que un alto porcentaje de las series experimenta ruptura (>50%). Sin embargo, no se observa un patrón generalizado de tendencias a disminuir en el estadístico, ya que aunque un alto porcentaje experimenta

disminución en la varianza (45%), un porcentaje importante también experimenta incrementos (55%). Se puede observar que el aumento en el número de casos con incremento en la varianza, se presenta en series de crecidas bajo régimen natural y régimen muy alterado, lo cual resulta coincidente con lo observado en la media. En cuanto a las crecidas otoñales, éstas exhiben ruptura en 52% de las series, de las cuales el 77% presenta disminución en la varianza, mientras que solo el 23% presenta incremento. Se destaca en estos resultados un patrón de tendencia a decrecer en la varianza, en series de crecidas para estaciones de aforo bajo los tres grados de regulación.

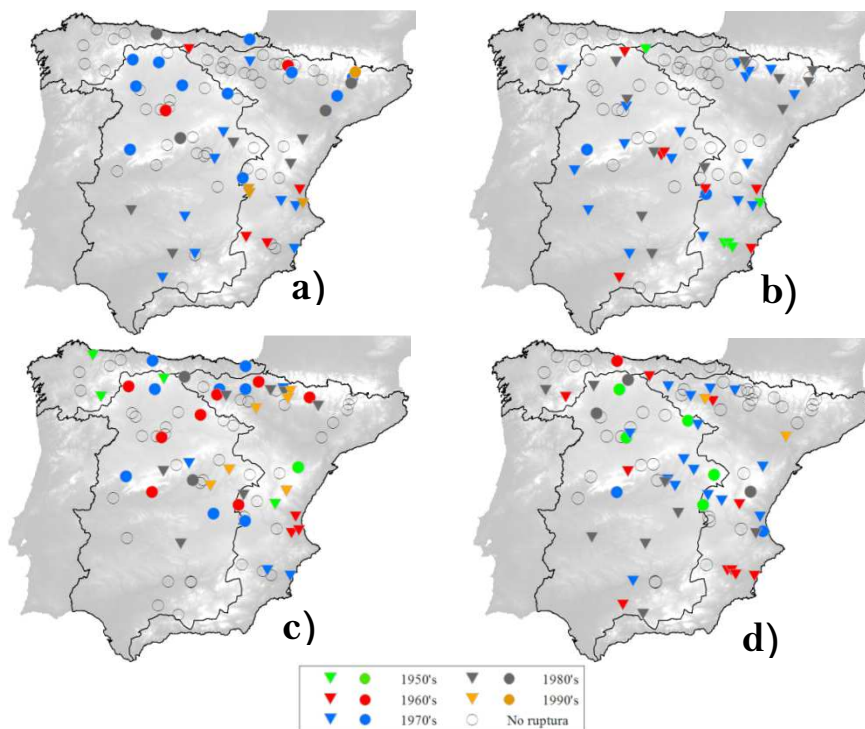


Figura 5-3. Mapas con la distribución espacial de las series de crecidas estacionales con puntos de ruptura en la varianza. Los triángulos indican decremento en la media o varianza después del punto, mientras los círculos indican incremento. Panel superior: a) invierno y b) primavera, y panel inferior: c) verano y d) otoño.

Los mapas de la Figura 5-3 muestran la distribución espacial de las estaciones de aforo, con ruptura en la varianza a través la regiones de estudio. Así mismo, se exhibe la presencia temporal de dichas rupturas. Se observa que las rupturas en invierno, se concentran particularmente en el periodo de los 70's a los 90's, mientras que en las crecidas en primavera, verano y otoño lo hacen durante el periodo de los 50's a los 80's. Por otro lado, en lo que respecta a la distribución espacial, se observa que las series de crecidas invernales que experimentan incremento en la varianza se localizan principalmente en estaciones de aforo de la confederación del Cantábrico en la región Norte, estaciones de la confederación Duero en la región Central y estaciones del Ebro en la región Mediterránea. Un patrón de disminución en la media de las series de crecidas en invierno se observa en las confederaciones de Guadiana, Guadalquivir y Tajo en la región Central y, Júcar y Segura en la región Mediterránea. La detección de rupturas en la varianza de las crecidas en primavera, expone que estas se concentran en estaciones de

aforo en las regiones Central y Mediterránea, donde es evidente un patrón espacial de disminuciones en la varianza. Una prácticamente nula presencia de ruptura en la varianza en las crecidas en primavera, es la observada en estaciones localizadas en la región Norte. Con respecto a la distribución espacial de ruptura en las crecidas en verano, resulta evidente un importante cambio en los resultados. Se observa un cambio en el comportamiento de la varianza posterior a la ruptura de las series, que ahora se incrementa, en la mayoría de las estaciones de las confederaciones Duero, Guadiana y Tajo en la región Central, así como en estaciones del Ebro en la región Mediterránea, aunque en esta última en menor número. Incrementos en la varianza durante el verano se puede observar también en cuencas del Cantábrico en la región Norte. Persistencia en disminución de la varianza se observa en series de crecidas de la confederación del Tajo en la región Central, así como en series de las confederaciones Júcar y Segura en la región Mediterránea. Los resultados en otoño, muestran al igual que en invierno y primavera un patrón espacial generalizado de decrementos en la varianza. Este comportamiento es particularmente destacado en estaciones de aforo distribuidas a lo largo de la región Central, así como en estaciones de las confederaciones Júcar y Segura, y estaciones localizadas en la vertiente del Sistema Ibérico y la cordillera Cantábrica en la confederación del Ebro. También se puede observar este comportamiento en estaciones de la confederación Miño-Sil en la región Norte.

En resumen, podemos destacar de los resultados obtenidos con el test de Pettitt, una importante presencia de ruptura o cambios bruscos en las series de crecidas anuales y estacionales. Es evidente que se observa un patrón generalizado de tendencia a decrecer en el comportamiento tanto de la media como de la varianza posterior al punto de ruptura. No obstante, resulta mayor el número de rupturas detectado en la media respecto de la varianza. Por tanto, la presencia de cambios bruscos en las series de crecidas en ríos de la España peninsular, refleja violaciones al supuesto de estacionaridad en su régimen de crecidas. Un punto a destacar que se extrae de los resultados, es que se sugiere la potencial influencia que factores antropogénicos y climáticos puedan ejercer en la evolución del régimen de crecidas. En particular es evidente el claro impacto de la alteración por embalses del régimen de crecidas en los ríos, reflejándose como puntos de ruptura en las crecidas anuales. Los resultados muestran que el 88% de las estaciones en régimen muy alterado ($IE > 0.25$) exhiben puntos de ruptura en la media, mientras que 67% lo presentan en la varianza. Un resultado similar se obtiene en las crecidas estacionales, donde en promedio para los cuatro periodos estacionales analizados un 73% de las series presentan ruptura en la media y 63% en la varianza. Por otro lado, la presencia de puntos de ruptura en los estadísticos de las series en régimen natural o cerca del natural ($IE < 0.25$), también fueron muy importantes, pudiendo ser estos cambios un reflejo de cambios que experimentan las variables macroclimáticas.

5.3.2 Análisis de tendencias temporales

Una vez evaluada la presencia de cambios en los momentos estadísticos (media y varianza) de las series de crecidas anuales y estacionales, se procedió al análisis de detección de tendencias temporales con base a los test de Mann-Kendall, Pearson y Spearman. Los tres test se aplican a las series de crecidas anuales a estacionales, y se añade el análisis de las series mensuales empleando solamente el test de Mann-Kendall.

De acuerdo con publicaciones en la literatura (Von Storch, 1995; Yue et al., 2003) la habilidad de los test de estadísticos para identificar tendencias, se encuentra fuertemente afectada por la presencia de autocorrelación en la serie. Existen diferentes procedimientos planteados para remover la autocorrelación, entre los que se encuentran: corrección de la varianza, *block bootstrap*, *trend-free pre-whitening* y *pre-whitening*, entre otros. De los mencionados aquí una descripción se puede encontrar en el trabajo presentado por Khaliq et al. (2009). Para nuestro estudio el método seleccionado para remover la posible presencia de correlación serial es el *pre-whitening* (Von Storch, 1995). Este procedimiento está basado en la suposición de que el mecanismo subyacente generador de la observación se ajusta a un proceso autoregresivo de primer orden (Burn y Hag-Elnur, 2002), esto es un modelo AR(1). La formulación utilizada para eliminar la autocorrelación de las series – si esta existía– previo al análisis de tendencias es como sigue:

$$x'_t = x_{t+1} - r * x_t \quad (5.17)$$

donde x'_t es el valor de la serie antes de remover la autocorrelación para el intervalo t , x_t es el valor de la serie original para el intervalo t , y r es el coeficiente de autocorrelación estimado.

5.3.2.1 Tendencias en las series de crecidas anuales

De acuerdo a los resultados obtenidos con base a los tres test aplicados en el análisis de tendencias temporales en la media de las series de crecidas anuales, se puede establecer que en general los test presentan similitud en sus resultados, como se muestra en el panel superior de la Figura 5-4. En dicho panel también se observa un patrón de tendencias negativas significativas para los niveles de confianza establecidos en series de crecidas de las regiones Central y Mediterránea. Estas tendencias resultan particularmente evidentes en un importante número de estaciones de aforo de las confederaciones Guadiana, Guadalquivir y Tajo en la región Central, así como en estaciones de las confederaciones Ebro, Júcar y Segura en la región Mediterránea. Resultados contrarios son los obtenidos en estaciones de la región Norte, en los cuales se presenta la ausencia de tendencia en la mayor parte de las series de crecidas. Solo en casos puntuales se detectan tendencias positivas en cuencas del Cantábrico y negativas en cuencas de la confederación Miño-Sil.

En el panel inferior de la Figura 5-4 se exhibe la distribución espacial de tendencias en la varianza de las crecidas anuales, y se manifiesta al igual que en los resultados en la media, la presencia significativa de tendencias negativas. Sin embargo, se observa un menor número de series con tendencias significativas respecto de los resultados observados de tendencia en la media. Espacialmente, la detección de tendencias temporales en la varianza se presenta de manera significativa en series de crecidas ubicadas en el centro y sur en las regiones Central y Mediterránea. La presencia de tendencias positivas en la varianza solo se observa en estaciones de aforo ubicadas en la región Norte, así como en estaciones localizadas en el norte de la región Central y Mediterránea.

En resumen, los resultados obtenidos en las series de crecidas anuales, exhiben tendencias significativas en la media para el 45% (30%) de las series para el 0.05 (0.01) de nivel de significancia; así como para el 40% (30%) en el caso de la varianza para el 0.05 (0.01) de significancia. Lo anterior pone en evidencia la importante presencia de un

patrón de tendencias negativas en los estadísticos de las series de crecidas anuales. Resulta importante mencionar en este punto que las series que experimentan ruptura en la media y la varianza, también exhiben tendencias temporales (de las series que experimentaron rupturas, 88% presentan tendencias temporales en la media y 75% en la varianza).

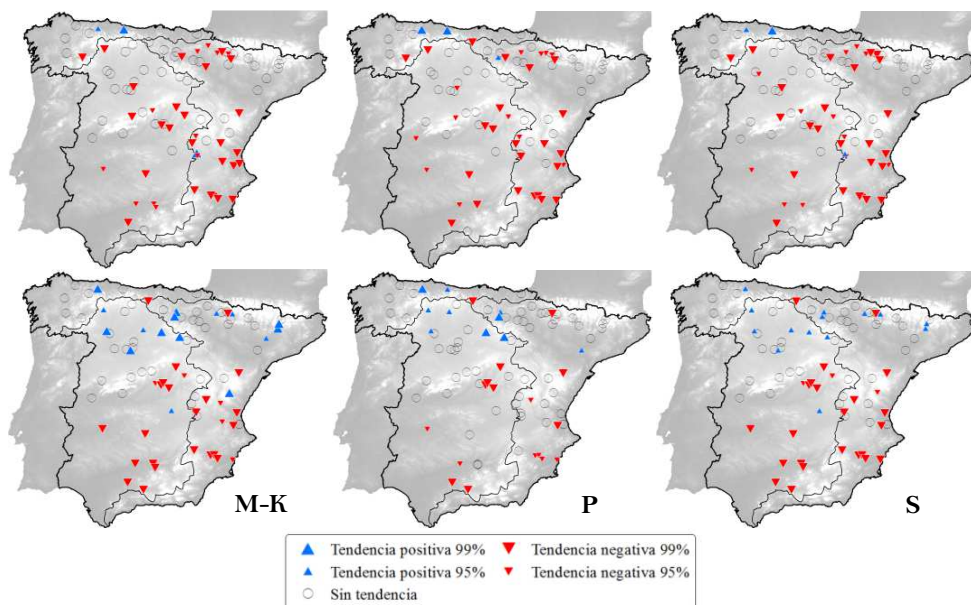


Figura 5-4. Distribución espacial de las series de crecidas anuales con tendencias temporales en la media (panel superior) y varianza (panel inferior). M-K: Mann-Kendall, P: Pearson y S: Spearman. Los triángulos rojos indican tendencia negativa, mientras que los círculos azules tendencia positiva.

5.3.2.2 Tendencias en las series de crecidas estacionales

Posteriormente al análisis de tendencias temporales en la media y varianza de las series de crecidas anuales, se procedió a llevar a cabo el análisis en las series de crecidas estacionales. Los resultados al igual que en el análisis de rupturas, detectan la presencia significativa de tendencias temporales en la media y la varianza, destacando un patrón espacial generalizado de tendencias negativas en la mayoría de las series. En resumen, para cada periodo estacional podemos destacar lo siguiente: en las crecidas invernales se presentan un mayor porcentaje de tendencias temporales significativas en la media (38% para el 0.05 de nivel de significancia; mientras 28% para el caso del 0.01), a los observados en los análisis en la varianza (30% para 0.05 de nivel de significancia; mientras 23% para el caso del 0.01).

La Figura 5-5 muestra la distribución espacial de las series de crecidas invernales con tendencias estadísticamente significativas en la media (panel superior) y la varianza (panel inferior) respectivamente. Resulta evidente una mayor significancia estadística de tendencias negativas en la media, la cual se observa en un alto porcentaje en estaciones de aforo localizadas en las confederaciones del Guadalquivir, Guadiana y Tajo en la región Central, así como en estaciones de las confederaciones del Júcar y Segura, y estaciones ubicadas en la vertiente de la cordillera Cantábrica en la región Mediterránea. Con respecto a la distribución espacial de tendencias en la varianza, se observa una mayor

presencia de tendencias negativas en estaciones de las confederaciones Guadalquivir y Guadiana en la región Central, así como en estaciones de las confederaciones Júcar y Segura en la región Mediterránea. Por último, tendencias con signo positivo en la varianza de las crecidas invernales se pueden apreciar en estaciones de aforo localizadas en la confederación del Duero en la región Central y en algunos casos en la confederación del Ebro en la región Mediterránea.

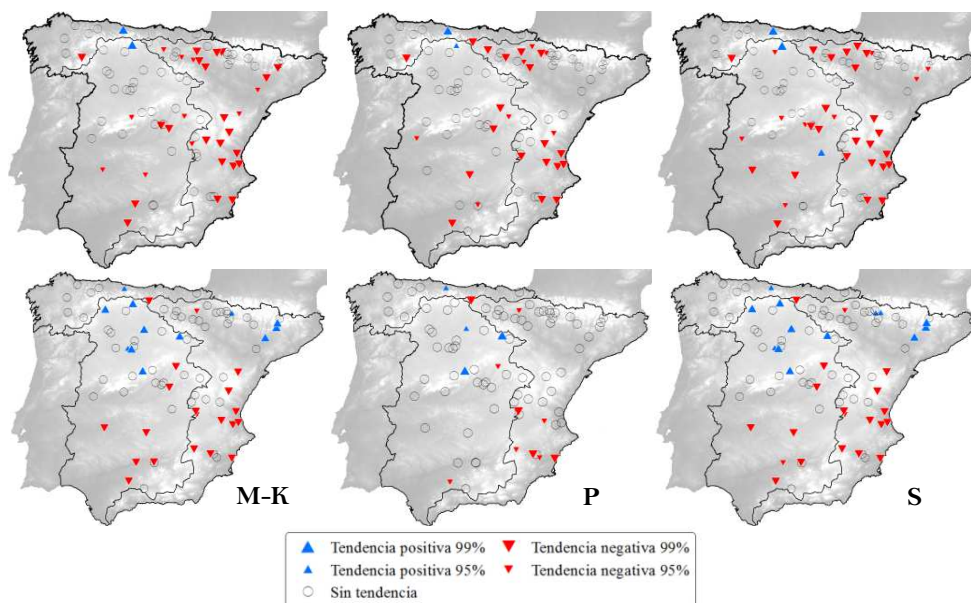


Figura 5-5. Distribución espacial de las series de crecidas de invierno con tendencias temporales en la media (panel superior) y varianza (panel inferior). M-K: Mann-Kendall, P: Pearson y S: Spearman. Los triángulos rojos indican tendencia negativa, mientras que los círculos azules tendencia positiva.

Por otro lado, en lo que se refiere a la presencia de tendencias temporales en la media y varianza de las series de crecidas en primavera, el análisis revela un patrón de tendencias negativas. Los porcentajes de series con tendencias estadísticamente significativas para los niveles de confianza se presentan como sigue: un 47% de las series exhiben tendencias significativas en la media (42% varianza) para 0.05 de nivel de significancia y 34% en la media (30% varianza) para el 0.01.

La Figura 5-6 exhibe la distribución espacial de las tendencias estadísticamente significativas en primavera. Resulta evidente la coherencia en la distribución espacial observada con los tres test. Tendencias negativas son especialmente significativas en estaciones de aforo distribuidas en las regiones Central y Mediterránea tanto en la media como en la varianza. Tendencias positivas en este periodo no se identifican de manera importante salvo casos aislados.

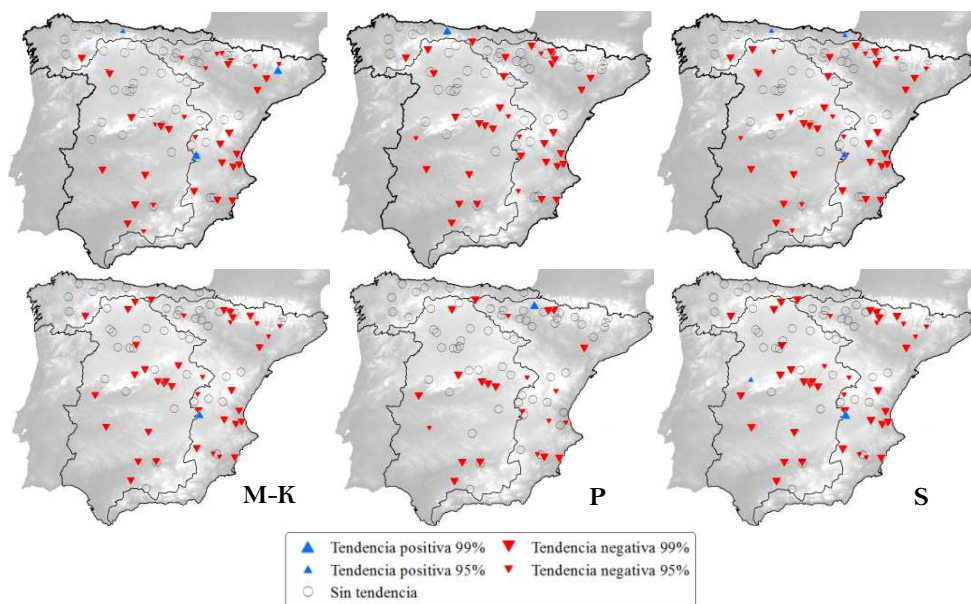


Figura 5-6. Distribución espacial de las series de crecidas de primavera con tendencias temporales en la media (panel superior) y varianza (panel inferior). M-K: Mann-Kendall, P: Pearson y S: Spearman. Los triángulos rojos indican tendencia negativa, mientras que los círculos azules tendencia positiva.

El análisis de tendencias en las series de crecidas en verano, revela que la presencia de tendencias en verano resulta significativa en la media, donde en promedio para los tres test el 43% de las series presentan tendencias significativas para el nivel del 0.05, mientras que un 32% se presentan para el 0.01. Un menor número de series con tendencias significativas se presentan en la varianza, donde en promedio el 28% de las series presentan tendencias significativas para el 0.05, mientras que solo el 16% resultan significativas para el 0.01.

La Figura 5-7 muestra la distribución espacial de las tendencias significativas en la media y la varianza de las crecidas de verano. Geográficamente, estaciones de aforo localizadas en cuencas de la región Mediterránea son claramente en las que se concentran las tendencias significativas en la media. También se pueden observar tendencias negativas en estaciones ubicadas en la parte alta de la confederación del Tajo en la región Central. Casos aislados resultan aquellos en los que se identifica una tendencia positiva en la media. Los análisis en la varianza sugieren la existencia de tendencias negativas sin un patrón espacial definido, mientras que tendencias positivas se presentan en estaciones de la región Norte y en algunos casos en estaciones de la región Central. Solamente es de destacar la persistencia de tendencias negativas en la varianza de aquellas estaciones de aforo que experimentan un alto grado de regulación.

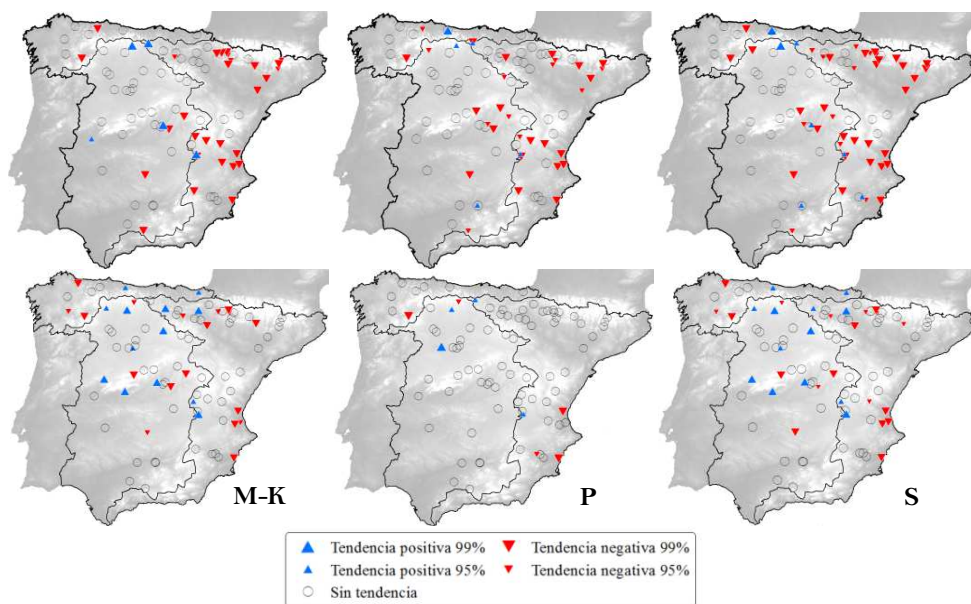


Figura 5-7. Distribución espacial de las series de crecidas de verano con tendencias temporales en la media (panel superior) y varianza (panel inferior). M-K: Mann-Kendall, P: Pearson y S: Spearman. Los triángulos rojos indican tendencia negativa, mientras que los círculos azules tendencia positiva.

Finalmente, dentro de los análisis de tendencias en las crecidas en otoño, estos revelan una presencia importante de tendencias significativas en la media y la varianza. Se obtiene que para el 0.05 de nivel de significancia, un 33% de las series experimentan tendencias temporales en la media, así como el 36% en la varianza, de las cuales el 78% en la media y el 83% en la varianza presentan tendencias negativas.

La Figura 5-8 muestra la distribución espacial de los resultados del análisis de tendencias en la media (panel superior) y varianza (panel inferior) de las crecidas en otoño. Se observa en el panel superior que las tendencias significativas se localizan en estaciones de aforo localizadas en las confederaciones Guadalquivir y Guadiana en la región Central, así como en estaciones de las confederaciones Júcar y Segura en la región Mediterránea. También se pueden observar algunos casos de tendencias significativas de signo negativo en estaciones de aforo localizadas en estaciones de la región Norte, así como en estaciones de aforo localizadas en la vertiente Pirenaica y la vertiente del Sistema Ibérico en la confederación del Ebro. Si analizamos la distribución de las tendencias en la varianza en el panel inferior de la Figura 5-8, es evidente un patrón espacial similar al que se observa en los mapas de tendencias en la media. Es patente la consistente presencia de tendencias tanto en la media como en la varianza en estaciones que experimentan un alto grado de regulación ($IE > 0.25$).

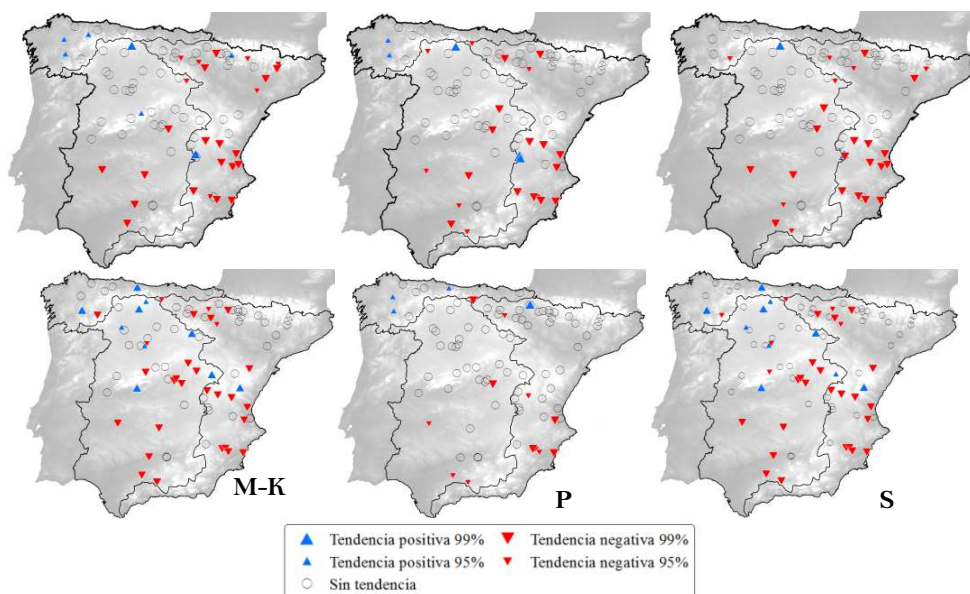


Figura 5-8. Distribución espacial de las series de crecidas de otoño con tendencias temporales en la media (panel superior) y varianza (panel inferior). M-K: Mann-Kendall, P: Pearson y S: Spearman. Los triángulos rojos indican tendencia negativa, mientras que los círculos azules tendencia positiva.

En la Tabla 5-3 se resumen los resultados de los test de tendencias temporales en la media y varianza para los niveles de significancia considerados en el estudio (0.05 y 0.01). En general se puede hablar de coherencia en los resultados con los tres test utilizados, solo en el caso del test de Pearson se detecta un menor número de casos estadísticamente significativos a los detectados con Mann-Kendall y Spearman. Si analizamos en cuanto a los porcentajes de tendencias observados en la media respecto de la varianza, se identifica un mayor porcentaje en promedio de tendencias significativas en la media. En general, analizando de manera global nuestros resultados obtenidos, podemos mencionar que el análisis de tendencias temporales en las crecidas, sugiere una clara presencia de tendencias estadísticamente significativas en las series anuales y estacionales, destacando sobremanera un patrón de tendencias negativas.

En lo que respecta a los resultados de acuerdo al grado de regulación de las estaciones de estudio, estos muestran la presencia de un patrón generalizado de tendencias con pendiente negativa en los tres tipos de grados de regulación considerados (natural, poco alterado y muy alterado). No obstante, la presencia de tendencias decrecientes resulta más persistente como era de esperarse en los sitios bajo régimen muy alterado. De hecho se tiene que para la media, las series de crecidas anuales en cuencas con un $IE > 0.25$ exhiben en un 95% y 86% tendencias significativas en la media y varianza respectivamente, de acuerdo al test de Mann-Kendall para el 0.05 de nivel de significancia. En la Figura 5-9 se pueden observar los gráficos de cajas de la magnitud de la tendencia en la media de las series de crecidas anuales estimadas por el método de la pendiente de Sens (*Sen's slope* en inglés) (Khaliq et al., 2009), basados en los resultados obtenidos con Mann-Kendall. Estos demuestran que la mediana de la magnitud de la tendencia se presenta negativa en los tres tipos de grados de regulación, siendo evidente que en los regímenes poco y muy alterado las magnitudes de la tendencia estimadas resultan mayores.

		Media					Varianza				
		Anual	Invierno	Primavera	Verano	Otoño	Anual	Invierno	Primavera	Verano	Otoño
Mann-Kendall	Neg. 95%	37	32	34	29	25	27	20	39	18	29
	Pos. 95%	3	2	3	5	7	16	12	1	13	10
	Sin ten.	45	51	48	51	53	42	53	45	54	46
Spearman	Neg. 95%	38	33	42	39	25	23	20	41	19	29
	Pos. 95%	3	3	3	6	2	11	13	2	13	10
	Sin ten.	44	49	40	40	58	51	52	42	53	46
Pearson	Neg. 95%	37	26	38	29	22	17	10	24	5	12
	Pos. 95%	3	2	1	4	4	10	4	0	4	3
	Sin ten.	45	57	46	52	59	58	71	61	76	70
Mann-Kendall	Neg. 99%	25	22	21	24	18	22	18	31	11	25
	Pos. 99%	2	2	2	4	2	10	9	1	8	7
	Sin ten.	58	61	62	57	65	53	58	53	66	53
Spearman	Neg. 99%	24	24	29	28	18	26	17	30	11	23
	Pos. 99%	1	2	1	4	2	14	9	1	7	6
	Sin ten.	60	59	55	53	65	45	59	54	67	56
Pearson	Neg. 99%	23	19	32	19	14	10	4	15	3	5
	Pos. 99%	2	1	1	2	3	4	2	0	1	0
	Sin ten.	60	65	52	64	68	71	79	70	81	80

Tabla 5-3. Número de series anuales y estacionales con tendencias temporales negativa y/o positiva para los niveles de confianza del 95 y 99%.

Finalmente, en lo que se refiere a la similitud en la identificación de tendencias en aquellas series de crecidas que experimentan ruptura, se observa una alta coincidencia en porcentaje: para los tres test de tendencias empleados, el 75% y 83% de las series que presentan ruptura en la media y varianza respectivamente, también manifiestan una tendencia temporal significativa.

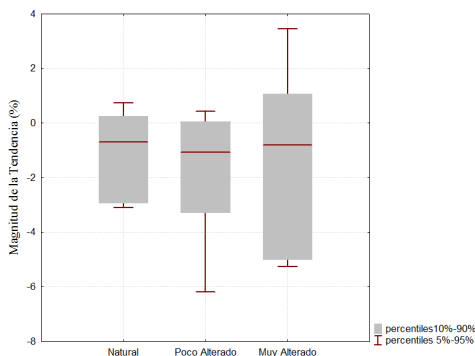


Figura 5-9. Gráfico de cajas de la magnitud de la tendencia en la media de las series de crecidas anuales clasificando las estaciones de aforo por el grado de regulación. La línea horizontal dentro de la caja muestra la mediana.

5.3.2.3 Tendencias en las series de crecidas mensuales

En este apartado se presentan los resultados de la exploración de tendencias temporales en las series crecidas mensuales por medio del test de Mann-Kendall. La Tabla 5-4 resume el número de series que experimentan tendencias tanto positiva como negativas para los niveles de confianza del 95 y 99%, donde estas se categorizan para cada región de estudio. Se puede apreciar de la tabla la mayor incidencia de tendencias de signo negativo a lo largo de las tres regiones. Durante los meses de enero, febrero, marzo, junio y septiembre se observan los mayores porcentajes de series con tendencias, con un 61% para un nivel de significancia del 0.05 (42% para el 0.01), mientras que los menores porcentajes se observan en los meses de mayo y noviembre, donde son un 33% para un nivel de significancia del 0.05 (19% para el 0.01).

Mes	Nivel de confianza 99%						Nivel de confianza 95%					
	Norte		Central		Mediterránea		Norte		Central		Mediterránea	
	Neg.	Pos.	Neg.	Pos.	Neg.	Pos.	Neg.	Pos.	Neg.	Pos.	Neg.	Pos.
Ene	0	0	9	0	16	0	2	0	14	1	23	2
Feb	2	0	9	0	20	1	2	0	20	0	30	2
Mar	3	1	15	0	23	0	3	2	24	0	29	2
Abr	1	0	11	0	10	1	1	0	14	0	18	0
May	1	0	7	0	7	2	1	1	12	0	16	2
Jun	1	0	11	0	21	2	2	0	15	1	26	2
Jul	1	1	14	1	19	2	1	0	16	2	23	2
Ago	1	0	15	4	14	2	1	1	17	5	19	3
Sep	1	0	15	3	16	1	1	1	18	5	19	3
Oct	0	0	7	1	14	0	0	2	10	2	21	1
Nov	0	0	5	0	11	0	1	0	7	1	15	1
Dic	0	0	6	1	12	0	0	0	10	1	19	0

Tabla 5-4. Número de series de crecidas mensuales con tendencias temporales negativa y/o positiva para cada región (niveles de confianza del 95 y 99%).

A partir del estadístico S del test de Mann-Kendall es posible estimar el coeficiente de Kendall (τ) (como se demuestra posteriormente en el capítulo 6), el cual nos permite observar el comportamiento de las tendencias identificadas para cada serie temporal. Una vez calculado el estadístico, se construyeron los gráficos de cajas para cada región (Figura 5-10). Se puede apreciar que en las regiones Central y Mediterránea, tanto la media como la mediana se presentan con valores negativos para todos los meses. Un comportamiento diferente es el que se observa en la región Norte, donde solo en los meses de enero a marzo y junio, se puede apreciar un valor negativo tanto el media como la mediana. Estos resultados se presentan en concordancia con los análisis previos en los cuales se apreciaba una tendencia generalizada de signo negativo.

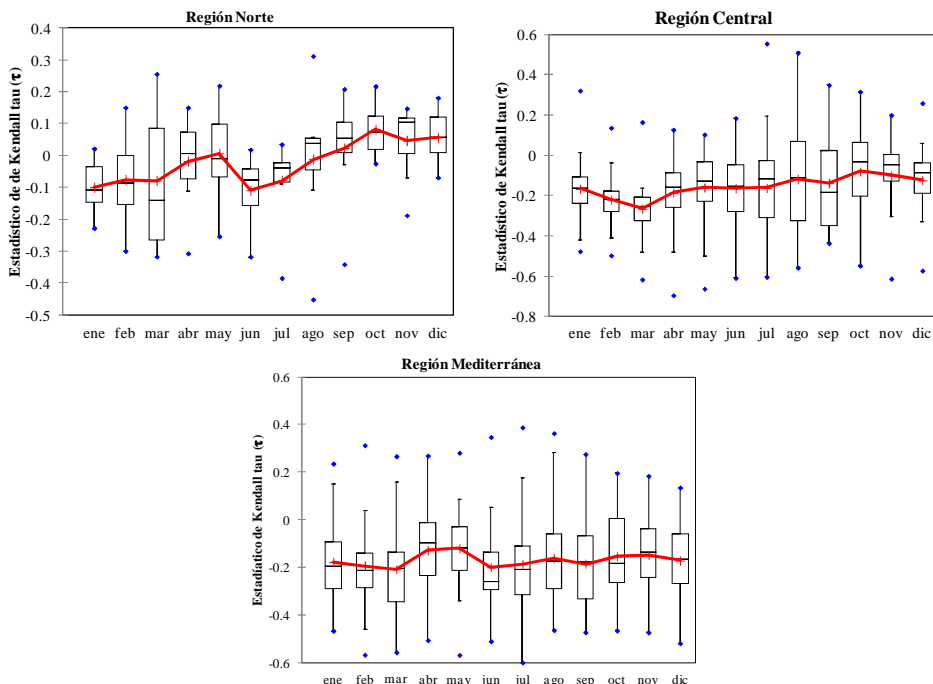


Figura 5-10. Gráfico de cajas del estadístico de Kendall tau para cada región. Donde la línea negra sólida es la mediana; la cruz roja la media; la caja el 1er y 3er cuartil; los bigotes son la desviación respecto la mediana y los puntos azules los valores máximos y mínimos.

5.3.3 Análisis de persistencia

La Tabla 5-5 presenta los valores estimados del exponente de Hurst para las series de crecidas anuales, basados en el método del rango escalado. Los resultados mostraron que el 2% de las series presentaron valores de $H > 0.80$, 16% valores de $H > 0.70$, 29% valores de $H > 0.60$ y 45% valores de $H > 0.50$ y un 65% exhibieron valores de H menores a 0.5. Estos resultados sugieren que no se identifica persistencia en las series de crecidas anuales, ya que solo un número reducido de series presentan valores de H altos. Un punto a destacar, es que las series de crecidas en las cuales se identifica un valor de H mayor de 0.5, en la mayor parte de los casos se corresponden con aquellas series en las cuales se identificó la presencia de rupturas y tendencias temporales.

Estación	H	Estación	H	Estación	H	Estación	H	Estación	H
1080	0.421	2056	0.419	3182	0.228	8030	0.314	9038	0.529
1295	0.395	2062	0.753	4008	0.766	8032	0.665	9040	0.492
1353	0.253	2074	0.150	4014	0.674	8042	0.679	9050	0.363
1358	0.293	2076	0.321	4201	0.482	8089	0.374	9059	0.544
1427	0.230	2082	0.566	5004	0.701	8090	0.572	9061	0.283
1621	0.237	2104	0.383	5029	0.547	8091	0.614	9062	0.257
1734	0.385	2108	0.290	5045	0.163	8107	0.612	9063	0.195
1765	0.468	3001	0.188	5047	0.812	8112	0.257	9071	0.622
2000	0.311	3002	0.746	5069	0.635	8129	0.529	9074	0.398
2002	0.712	3005	0.172	7001	0.809	9002	0.302	9083	0.704
2015	0.534	3052	0.337	7006	0.743	9003	0.184	9093	0.712
2029	0.426	3060	0.542	7016	0.811	9013	0.414	9096	0.128
2030	0.403	3062	0.694	7018	0.751	9018	0.512	9101	0.227
2043	0.114	3070	0.231	7029	0.630	9022	0.431	9111	0.258
2046	0.225	3082	0.713	8018	0.316	9025	0.645	9120	0.366
2052	0.527	3147	0.704	8025	0.506	9026	0.561	9123	0.511
2054	0.348	3161	0.446	8028	0.443	9030	0.390	9159	0.692

Tabla 5-5. Valores del exponente de Hurst (H) estimados usando el método de rango escalado.

De acuerdo con Koustoyianis y Montanari (2007) la estimación del exponente de Hurst presenta una gran incertidumbre cuando se estima en series que presentan una corta longitud, el cual es un problema que se presenta en nuestro caso. Ante esto, se recomienda llevar a cabo un ejercicio de estimación de la significancia estadística de los resultados. Es decir, testar si los valores de H son estadísticamente diferentes de 0.5. Para ello se contrastan la hipótesis nula H_0 de que $H = 0.50$ y una hipótesis alternativa H_1 de que el exponente de Hurst es diferente de 0.5. El procedimiento consiste en un remuestreo de las series con el objetivo de destruir su memoria y poder construir la distribución del exponente de Hurst bajo la hipótesis nula (no persistencia). Existen diversas técnicas de remuestreo y en este trabajo nos decantamos por el método *bootstrap*. Concretamente, el remuestreo se lleva a cabo por medio del método *bootstrap*, donde cada serie es remuestreada 200 veces y se calcula el valor de H para cada serie. La distribución de los 200 valores de H es usada para definir el *p-value* del exponente de Hurst calculado en la serie original.

La Tabla 5-6 resume los resultados de la prueba de significancia estadística para los valores de H obtenidos para cada serie. En general los resultados muestran que en la mayoría de las series no existen evidencias estadísticas para aceptar la hipótesis nula. Solo en el 32% de las series se puede considerar que existe la evidencia estadística (*p value*>0.80) para rechazar la hipótesis nula y asumir que el valor de H es significativamente diferente de 0.5. Los resultados de significancia estadística reflejan, más que la persistencia natural en las series, el efecto de los embalses. Esto es debido al

observarse que valores altos del exponente de Hurst, tienden a presentarse en aquellos sitios que experimentan un alto grado de regulación. Estos resultados se aprecian particularmente en estaciones de aforo localizadas en la región Central, así como en estaciones de la región Mediterránea. Los resultados muestran también que la mayoría de las series que presentan valores del exponente de Hurst con $p\text{-value} > 0.8$ son coherentes con aquellas series que presentaron puntos de ruptura y tendencias temporales en los análisis anteriores. Estos resultados muestran que cambios y tendencias determinísticas, producto por ejemplo de la intervención humana, pueden dar lugar a valores significativos de H , lo que indicaría la presencia de persistencia o memoria en las series. Sin embargo, este resultado no es producto de la presencia de persistencia o fluctuaciones aleatoria, sino son resultados de factores humanos.

Por lo anterior, las conclusiones que se puedan establecer de la existencia o no de persistencia en las series de crecidas en la España peninsular carecerían de un mayor soporte, debido a la merma con la que nos enfrentamos por la corta longitud de las series de crecidas.

Estación	p-value	Estación	p-value	Estación	p-value	Estación	p-value	Estación	p-value
1080	0.557	2056	0.302	3182	0.221	8030	0.244	9038	0.452
1295	0.412	2062	0.951	4008	0.954	8032	0.937	9040	0.338
1353	0.138	2074	0.095	4014	0.843	8042	0.921	9050	0.254
1358	0.164	2076	0.294	4201	0.521	8089	0.226	9059	0.567
1427	0.221	2082	0.476	5004	0.973	8090	0.813	9061	0.129
1621	0.054	2104	0.635	5029	0.821	8091	0.867	9062	0.106
1734	0.368	2108	0.342	5045	0.084	8107	0.924	9063	0.057
1765	0.345	3001	0.102	5047	0.904	8112	0.031	9071	0.738
2000	0.127	3002	0.967	5069	0.824	8129	0.423	9074	0.114
2002	0.913	3005	0.136	7001	0.924	9002	0.139	9083	0.824
2015	0.884	3052	0.319	7006	0.964	9003	0.026	9093	0.857
2029	0.451	3060	0.685	7016	0.991	9013	0.453	9096	0.102
2030	0.337	3062	0.821	7018	0.824	9018	0.658	9101	0.217
2043	0.064	3070	0.421	7029	0.657	9022	0.471	9111	0.171
2046	0.147	3082	0.887	8018	0.522	9025	0.896	9120	0.529
2052	0.824	3147	0.902	8025	0.443	9026	0.803	9123	0.791
2054	0.327	3161	0.117	8028	0.501	9030	0.314	9159	0.965

Tabla 5-6. Resultados del test estadístico de significancia de $H=0.5$.

5.4 Influencia de forzamientos de origen climático y antropogénico en el comportamiento hidrológico de ríos en la España peninsular

Los test estadísticos empleados en los apartados anteriores para el análisis de la estacionaridad de las series de crecidas, nos proporcionan indicios de cambios que nos permiten conjeturar sobre desviaciones del supuesto de estacionaridad en su comportamiento. Sin embargo, estos no nos proporcionan el sustento físico de dichos cambios. Ante esto, es importante identificar los factores que inducen dichos cambios con el objetivo de proporcionar un soporte a los resultados obtenidos con los test estadísticos.

Es indudable que existen dos factores principales a los que se puede apuntar como posibles moduladores de los cambios que experimentan los regímenes de crecidas en la España peninsular, factores climáticos y antropogénicos. Con base a los resultados observados, la alteración del régimen de caudales por embalses es un factor de origen antropogénico de importante impacto en las principales cuencas de la España peninsular.

De acuerdo a nuestros casos de estudio, podemos mencionar que es en cuencas de las confederaciones Júcar y Segura en el sur de la región Mediterránea, y cuencas de las confederaciones Guadiana y Guadalquivir, en las cuales se identifica que las rupturas y tendencias detectadas son inducidas por la intensificación de la regulación por embalses. Es importante mencionar que esto no define un patrón geográfico, estos resultados reflejan el hecho que las estaciones de aforo seleccionadas en estas confederaciones presentan un alto grado de regulación. Como ejemplo citamos dos casos de estudio, las estaciones 5004 (Mengibar) y 7006 (Almadenes). En la estación 5004 (valor del $IE = 0.329$) el punto de ruptura identificado en el año 1974 coincide con un incremento importante en la capacidad total de los embalses, la cual paso de 771 Hm³ a 1118 Hm³. En lo que respecta a la estación 7006 (valo del $IE=0.360$), en el año de 1961 experimenta un incremento importante en la capacidad de los embalses, la cual paso de 273 Hm³ a 710 Hm³, por la puesta en operación de un nuevo embalse con una capacidad de 437 Hm³. De acuerdo con los volúmenes de escurrimiento medio anual para cada sitio, los cuales son de 1068.67 Hm³ y 594 Hm³ respectivamente, resulta innegable que los cambios identificados en los regímenes de crecidas en dichos sitios son inducidos debido la alteración por embalses en las cuencas. En general, a la vista de los resultados, podemos pronunciarlos en el sentido de que se observa que en los sitios bajo régimen alterado en los cuales se detectaron rupturas en los estadísticos, estos coinciden con el incremento exponencial de la construcción de embalses a partir de los años 60's, como se había observado anteriormente en los gráficos de la evolución en el tiempo del IE . Estos resultados nos llevan a deducir que los puntos de ruptura detectados en algunos sitios, son el reflejo en gran parte de la historia de regulación de un importante número de ríos en España.

Por otro lado, basándonos en los registros de crecidas en sitios en régimen natural o aquellos sitios bajo régimen poco alterado (cercano al natural) que experimentaron tendencias y rupturas en sus estadísticos, los resultados apuntan a una potencial influencia de cambios de origen climático. Como muestra de ello mostramos el caso de la estación 2046 (Ávila) en la confederación del Duero, la cual presenta un régimen natural. En la Figura 5-11 se presentan los resultados de la aplicación de los test de Pettitt y Mann-Kendall a la serie de crecidas máximas anuales en la estación 2046. Se puede observar la presencia de un punto de ruptura significativo en la media en el año 1974, experimentando una disminución en la media en el periodo posterior al punto de ruptura. Puede identificarse también la presencia de una tendencia negativa significativa de acuerdo al resultado de la aplicación del test de Mann-Kendall, pudiéndose observar la pendiente estimada por el método de Sens (Khaliq et al., 2009) en el panel derecho.

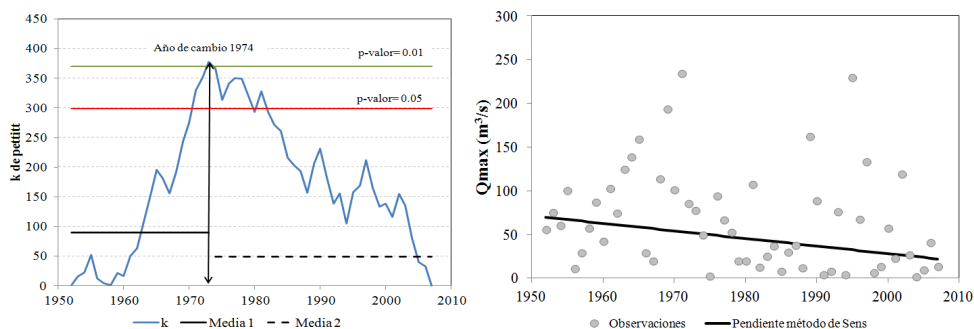


Figura 5-11. Resultados del test de Pettitt (panel izquierdo) y test de Mann-Kendall (panel derecho) en la estación 2046.

El poder asumir la variabilidad climática como inductora de la no estacionaridad en las estaciones de aforo en régimen natural se puede observar en la Figura 5-12. En ella se muestra la evolución temporal de la serie de crecidas máximas anuales y el índice de NAOw, así como la evolución de filtros Gaussianos que eliminan las altas frecuencia. Además, se puede observar en dicha figura la presencia de una fase positiva en el índice NAOw a partir de los años 70's y hasta los 90's, presentándose en este periodo una marcada disminución en la magnitud de los eventos de crecidas. Por otro lado, en periodos de las décadas de los 50's, 60's y 90's, se pueden identificar incrementos en la magnitud de las crecidas, donde dichos incrementos coinciden con la presencia de fases extremas negativas que ha experimentado el NAOw. Resulta indudable que cambios observados en los índices invernales de la AO y NAO, los cuales presentaron una fase más positiva a partir de los años 70's, pueden estar vinculados a la presencia de rupturas y tendencias en las series de crecidas. Lo anterior provee sin duda un soporte físico a los resultados obtenidos, evidenciando la importante influencia de cambios climático en los regímenes de crecidas en ríos de la España peninsular.

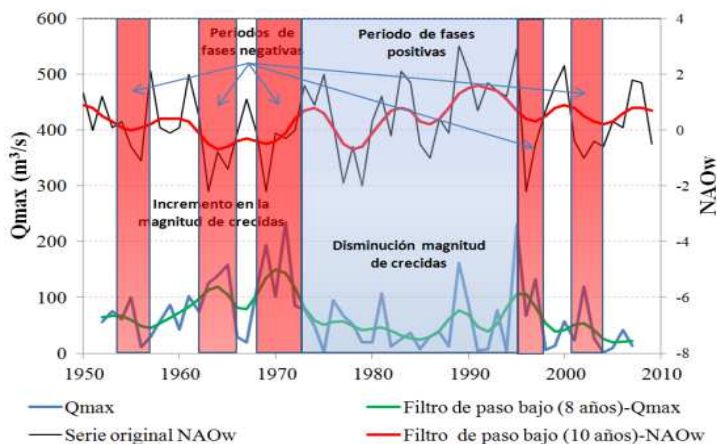


Figura 5-12. Análisis de la evolución temporal de las crecidas máximas anuales en la estación 2046 y el índice NAOw.

En lo que respecta a estaciones de aforo con régimen poco alterado, los resultados apuntan también en el sentido de que los cambios inducidos son resultado de cambios climáticos. Esto lo podemos observar también en la Figura 5-13 para el caso de la estación 2015 (Herrera del Duero), en la cual se identifica un punto de ruptura en el año de 1971 y la presencia de una tendencia significativa decreciente. En este sitio se localizan 4 embalses aguas arriba de la estación los cuales suman una capacidad total de 336 Hm³, mientras que el volumen de escurrimiento medio anual es de 3,873 Hm³, lo cual muestra que la capacidad total de los embalses no representa siquiera el 10% (el valor del $IE=0.014$). Por otro lado el área de la cuenca hasta la estación de aforo es de 12,740 km², mientras que el área de los embalses suma 3,230km². Además, el punto ruptura en la series se presenta en 1971, y los embalses de mayor capacidad comenzaron a operar en 1946 (2001) y 1951 (2036), mucho tiempo antes del cambio. Por esto, la ruptura observada en la serie estaría vinculada a cambios de origen climático más que un cambio antropogénico. No obstante, en sitios en régimen poco alterado la regulación por embalses puede jugar un rol como factor adicional al clima.

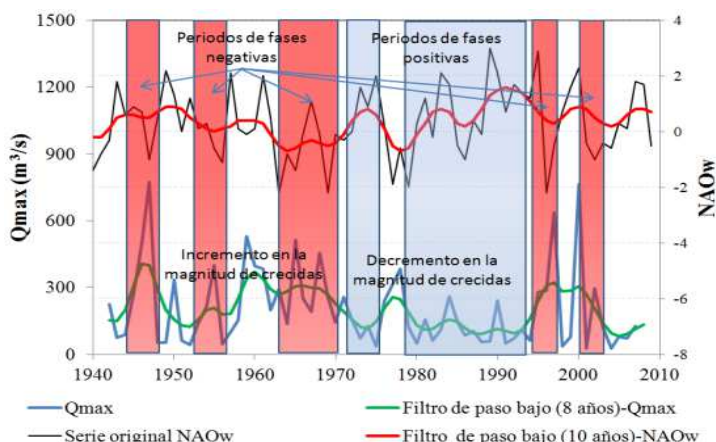


Figura 5-13. Análisis de la evolución temporal de las crecidas máximas anuales en la estación 2015 y el índice NAOw.

Resulta importante destacar que nuestros resultados del análisis de la hipótesis de estacionaridad a través de la identificación de tendencias paramétricas en las series, son coherentes a los patrones presentados en estudios previos en variables hidrológicas en la Península Ibérica. En ellos se ha exhibido una presencia generalizada de tendencias de signo negativo en series temporales de precipitación y caudales (Trigo et al., 2004a; López-Moreno y Vicente-Serrano, 2008) en cuencas localizadas en diferentes regiones de la Península Ibérica. En particular, es de destacar el reciente trabajo presentado por Lorenzo-Lacruz et al. (2012) acerca de la presencia de tendencias en series de caudales a escala anual y estacional en 187 cuencas distribuidas a lo largo de la Península Ibérica. Ellos encontraron una marcada tendencia negativa, la cual observaron está muy vinculada a la alta regulación por embalses. No obstante también aducen a otros factores de origen antropogénico adicionales a los embalses como posibles inductores de dichas tendencias. Ellos también sugieren que las tendencias observadas en las series de caudales podrían estar vinculadas con los cambios recientes observados en fenómenos de macroescala como la NAO.

Enfocándonos ahora en las tendencias observadas en las series de crecidas estacionales, las significativas tendencias negativas observadas en invierno son resultado de decrementos en las tasas de precipitación (López-Moreno et al., 2009a), pero no exclusivamente, ya que las estrategias de regulación también tienen un papel importante. Ya que como se pudo observar las tendencias negativas se observaron en este periodo en estaciones de aforo bajo los tres grados de regulación. Por otro lado, los decrementos reportados en la acumulación de nieve en los meses invernales en la Península Ibérica (López-Moreno y García-Ruiz, 2004; López-Moreno, 2005), achacables a cambios climáticos, pueden directamente ser un factor de peso en las tendencias negativas observadas en las crecidas en primavera en cuencas con aportación nival significativa. El cambio observado en el signo de la tendencia en sitios bajo régimen muy alterado, puede reflejar el efecto de las estrategias de regulación típicas en el área Mediterránea, las cuales consisten en el llenado de los embalses durante el periodo húmedo (incluso a expensas de la disminución de caudales en invierno y primavera) para garantizar el suministro de agua en verano (Lorenzo-Lacruz et al., 2012). En estaciones de aforo bajo régimen muy alterado, resulta evidente la persistencia de tendencias decrecientes durante los periodos de otoño, primavera y verano, demostrando el importante rol de los

embalses en el régimen de crecidas. De acuerdo con Beguería et al. (2003) y Vicente-Serrano (2004), el intensivo abandono de campos de cultivo en la segunda mitad del siglo XX y el remplazo de estos por extensas áreas arboladas en la Península Ibérica han contribuido a la reducción en la generación de escorrentía en cuencas de cabecera, como consecuencia del incremento en la infiltración, intercepción y tasas de evapotranspiración. Otro factores adicionales que pueden contribuir a los patrones generalizados de tendencias negativas observadas es el vinculado con el incremento en la demanda de agua como efecto del incremento en la población (en España la población se incremento de 26 millones de personas en 1940 a 44.1 millones en 2005). Como resultado se han visto incrementadas las superficies de regadío, que representa la mayor demanda de agua para consumo, que es de aproximadamente el 80% (Iglesias y Minguez, 1997).

5.5 Impacto de la no estacionaridad en el estudio de crecidas con el enfoque clásico estacionario

Las evidencias de violación a la hipótesis de estacionaridad en los registros de crecidas en ríos de la España peninsular, nos ponen ante la disyuntiva de si debemos seguir asumiendo modelos estacionarios en los análisis de frecuencia para la estimación de crecidas de diseño. En este apartado se pretende mostrar los posibles efectos de asumir un modelo estacionario en la estimación de las crecidas para los cuantiles de diseño. Para ello tomamos como ejemplo los casos de las estaciones 1734 (Cabrerá), 2015 (Herrera del Duero) y 3005 (Trillo), localizadas en cuencas vertientes al Atlántico (regiones Central y Norte). En estas estaciones se detectó la presencia de puntos de ruptura los cuales se presentaron en los años 1973, 1971 y 1971 respectivamente. Las tres estaciones experimentaron disminuciones en sus estadísticos posteriores a los puntos de ruptura.

Con base a los resultados de los puntos de ruptura en los registros de crecidas, estos fueron divididos en dos muestras. La Figura 5-14 representa la distribución empírica de las muestras para cada estación. Resulta evidente la disminución en la magnitud de los eventos posteriores al punto de ruptura para los tres casos.

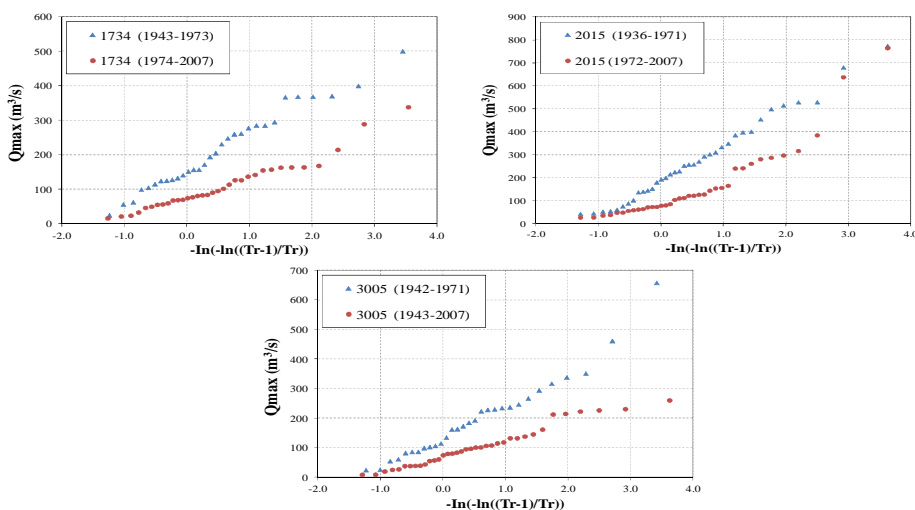


Figura 5-14. Distribución empírica de los registros de crecidas para los periodos anterior y posterior al punto de ruptura (estaciones 1734, 2015 y 3005).

La Figura 5-15 muestra los resultados de inferencia de los cuantiles de diseño asumiendo un modelo estacionario para los tres casos presentados con la distribución Lognormal de 2 parámetros. Se aprecia que la estimación de los cuantiles presenta cambios importantes en función de cada uno de los periodos en que se dividieron las series, por lo que el uso independiente de estos resultados en el diseño de estructuras hidráulicas puede presentar un importante impacto.

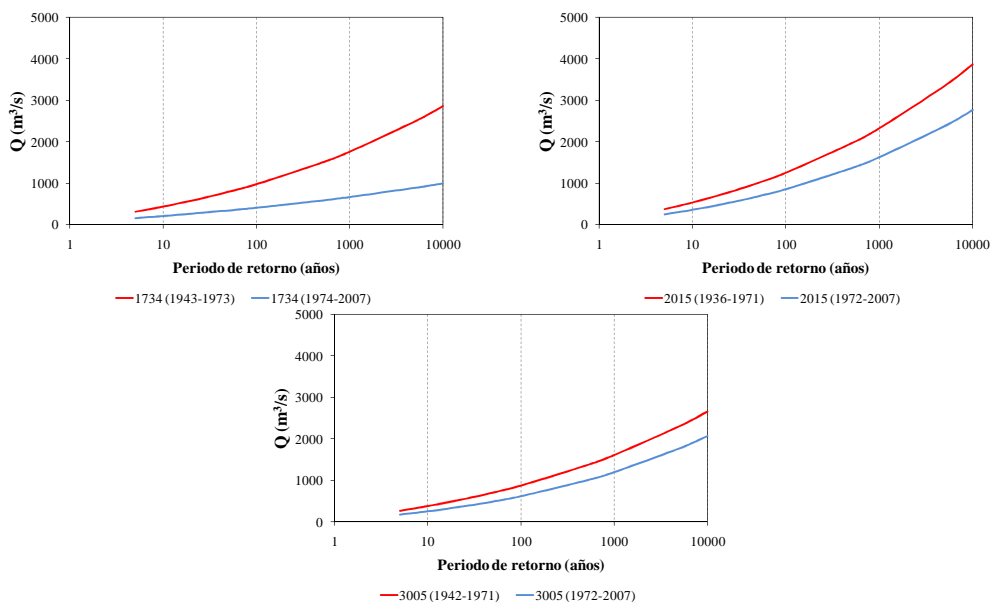


Figura 5-15. Resultados de la modelación para los dos periodos de las series de crecidas asumiendo un modelo probabilístico estacionario con la distribución Lognormal 2p.

Como una forma de observar los cambios que se presentan en la estimación de los cuantiles en el análisis de frecuencia conforme los registros se hacen más largo, se tomaron los registros de crecidas anuales completos para la estación 2015, los cuales van de 1940-2007. En la Figura 5-16 se muestran la estimación de los cuantiles asumiendo un modelo estacionario con la distribución Lognormal de 2 parámetros, los cuales se determinaron desde el periodo inicial 1940-1960 hasta el periodo 1940-2005. Se puede observar que la estimación de los cuantiles para un periodo de retorno de 100 años (correspondiente a una probabilidad de excedencia de 0.01), presenta una variación entre los diferentes periodos en la magnitud de la crecida del 29% en función del período considerado.

Los resultados en este apartado, nos han mostrado que si bien hasta ahora el empleo de modelos estacionarios ha sido asumido como la herramienta para llevar a cabo el análisis de frecuencia de crecidas y nos ha proporcionado resultados razonables. Es necesario en el contexto actual, dado que nos encontramos en un escenario en el que son evidentes los impactos de forzamientos de origen climático y antropogénico, adaptar nuestras metodologías a este escenario. El no cambiar el paradigma del mundo estacionario en el análisis de frecuencia, como hemos visto, nos podría llevar evidentemente a la subestimación o sobrestimación de las crecidas, teniendo lo anterior en el primer caso un impacto catastrófico en caso de falló de alguna estructura importante como el vertedero de una presa, o un incremento importante en el coste de la obra de

diseño en el caso se sobrestimación del evento de crecida inferido. Ante esto resulta innegable la necesidad de ir más allá de la modelación clásica de crecidas ciñéndose al supuesto de un mundo estático.

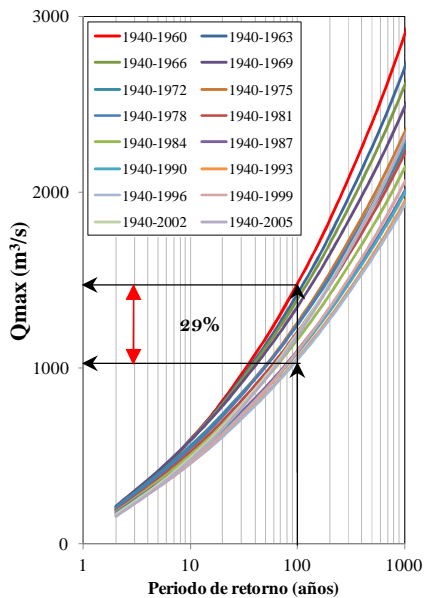


Figura 5-16 Resultados de la modelación de las series de crecidas para la estación 2015 asumiendo un modelo estadístico estacionario con la distribución Lognormal 2μ . Los resultados se presentan para diferentes intervalos de tiempo

Capítulo 6

TELECONEXIÓN ENTRE EL RÉGIMEN DE CRECIDAS Y LAS VARIABLES MACROCLIMÁTICAS: ANÁLISIS DE CORRELACIÓN

De acuerdo a los resultados reportado por diversos autores en la revisión de la literatura del capítulo 2, las variables hidrológicas en la Península Ibérica pueden estar relacionadas con algunas variables macroclimáticas. Por ello, se puede esperar que exista una relación consistente entre los índices que describen el comportamiento de patrones de variabilidad climática de baja frecuencia y los eventos de crecidas en las escalas anual y mensual. A la existencia de dicha relación suele denominarse teleconexión (relación entre variables correspondientes a zonas distantes), existiendo un amplio espectro de métodos estadísticos para evaluarla. La teleconexión entre variables macroclimáticas y diversas componentes del ciclo hidrológico en regiones de Europa en general y la Península Ibérica en particular, ha sido estudiada ya, como se expuso anteriormente en la revisión de la literatura en el capítulo 2. De forma concreta, la influencia de patrones de variabilidad climática de baja frecuencia en el comportamiento de variables hidrológicas en la Península Ibérica ha sido estudiada más arduamente examinando la influencia en los regímenes de precipitación (Vide y Belmonte, 2001; Gallego et al., 2005; Rodríguez-Puebla y Nieto, 2010), y en menor en los régimen de caudales (Trigo et al., 2004b; Morán-Tejeda et al., 2010b; Morán-Tejeda et al., 2010a). Como producto de los resultados reportados en dichos estudios, ha surgido una hipótesis que apunta en el sentido de un importante impacto de fenómenos que ocurren en la macroescala en la hidrología Ibérica. Por ello, dado que no se ha evaluado hasta ahora en un contexto regional la influencia de los patrones de baja frecuencia en los regímenes de crecidas en ríos de la España peninsular hemos afrontado esta tarea.

En este contexto, y una vez establecido en los capítulos anteriores la presencia de cambios en los regímenes de crecidas en las estaciones de aforo de estudio, así como advertir el papel del efecto de los embalses y los cambios en los patrones de variabilidad

climática de baja frecuencia, se procede en el presente capítulo a la estimación de la teleconexión entre las series temporales de crecidas y los índices de las variables macroclimáticas por medio de análisis de correlación.

6.1 Metodología

La correlación es una medida de asociación entre series temporales, la cual nos permite testar de manera estadística la posible presencia de dependencia entre dos variables. En la literatura existen diversos métodos para llevar a cabo este análisis, tanto paramétricos como no paramétricos. En el presente trabajo, nos decantamos por utilizar el test no paramétrico de correlación de Kendall tau. Aunado a este, debido a la escala regional del estudio se emplea también análisis de funciones ortogonales empíricas (de aquí en adelante FOEs), el cual es un método de interdependencia que nos permite conocer además de si las variables están relacionadas entre sí, cómo y por qué. El análisis FOEs además de facilitarnos el estudio la influencia espacio-temporal de los patrones de baja frecuencia en los regímenes de crecidas, nos permite analizar la multicolinealidad entre los índices de las variables macroclimáticas, ya que a la luz de los resultados previos existen indicios que nos sugieren una cierta multicolinealidad. Esto último resulta muy interesante, ya que la identificación de las componentes principales que retengan el mayor porcentaje de varianza, nos permitirá el poder incorporar estas en la modelación de las crecidas, con lo cual se podrá disminuir la complejidad de los modelos. El proceso a seguir se establece intentando poder analizar a fondo la estructura de correlación entre las series de crecidas y los índices de las variables macroclimáticas, para lo cual se comienza con un análisis básico con el test de Kendall tau hasta una exploración más exhaustiva con el análisis FOEs.

En una primera aproximación se evalúa la sensibilidad en la respuesta de las crecidas en los ríos en las cuencas de estudio a los patrones de variabilidad climática de baja frecuencia a escala anual y mensual, por medio del test estadístico de Kendall tau. Las correlaciones son calculadas para cada mes considerando rezagos temporales de hasta 3 meses. La razón para correlacionar las series de crecidas mensuales y los índices de las variables macroclimáticas usando rezagos temporales, está basada en la premisa que un retraso puede ocurrir entre la precipitación y la generación de escorrentía debido a procesos físicos como intercepción, infiltración, retención de agua en los embalses y fusión de nieve. Rezagos temporales son asumidos también en el sentido de poder explorar si condiciones hidrológicas en las cuencas de estudio pueden estar condicionadas por el comportamiento de las configuraciones de macroescala en los meses previos. Las correlaciones a escala anual también son examinadas incorporando el índice invernal de las variables macroclimáticas (AOw, MOw, NAOw y WeMOw), y el índice que caracteriza en ENSO para diferentes periodos. Para examinar la interacción entre la estación de mayor actividad de los patrones de baja frecuencia (con excepción del ENSO) con factores como las estrategias de regulación en los embales y procesos de fusión de nieve, y como pueden condicionar estos el comportamiento del régimen de crecidas en meses subsiguientes. Se calculan las correlaciones entre el índice invernal de las variables macroclimáticas y las series de crecidas mensuales a través del año.

La influencia de los episodios extremos en las variables macroclimáticas en el comportamiento del régimen de crecidas también es evaluada. Para lo cual se definen las fases extremas positivas y negativas para cada variable, posteriormente se determinan las anomalías en las crecidas para las fases positivas y negativas, y se calcula si existe una

diferencia significativa entre ellas. Por último, nos planteamos el estudio de la influencia de los patrones de variabilidad climática en los regímenes de crecidas a partir del análisis FOEs, donde es posible estudiar la asociación entre las variables desde un punto de vista más regional. Ya que otro objetivo yace en poder analizar la extensión espacial en la influencia de cada configuración de macroescala. Para ello, se construyen mapas de la distribución espacial del coeficiente de correlación de Kendall tau (τ). En el caso de las correlaciones a escala anual y mensual, en las cuales estos se calcularon para diferentes rezagos temporales (h), solo se muestran los mapas para aquellos rezagos en los que se aprecia la mayor intensidad de la correlación.

6.2 Métodos estadísticos

6.2.1 Test de Kendall Tau

Un estimador efectivo del grado de dependencia entre dos variables, es el coeficiente de correlación de Kendall, generalmente conocido como Kendall Tau (τ). Es un test basado en el rango, y por lo tanto resistente al efecto de los extremos y los valores de las desviaciones de una relación lineal. Por ello, está bien adaptado para usarse con variables que dependan de la variación de la relación general, y que presenten un alto grado de asimetría o curtosis (Hirsch et al., 1992). Lo cual lo hace un estimador más potente en la evaluación de la dependencia sobre el coeficiente de correlación de Pearson.

El cálculo del coeficiente de correlación (τ), y la realización de la prueba estadística de Kendall tau se lleva a cabo asumiendo la hipótesis nula H_0 , donde la distribución de la variable y no cambia como función de la variable x . Las n pareja de datos $(x_1, y_1); (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$ son acomodadas de acuerdo a la magnitud de los valores de x , de tal manera que $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$, y y_i son las variables dependientes que se corresponden a los x_i .

Una vez ordenados se examina todos los pares $n(n-1)/2$. Definiendo P como el número de casos donde $y_i > y_j (i > j)$, y M el número de casos donde $y_i < y_j (i > j)$. Se define el estadístico $S = P - M$. Una vez definido el estadístico S el coeficiente de correlación de Kendall tau (τ) es definido como:

$$\tau = \frac{S}{n(n-1)/2} \tag{6.1}$$

Para la evaluación de la significancia estadística del coeficiente de correlación se utiliza la prueba de suma del orden, donde para una muestra de tamaño $n > 10$, la prueba es llevada a cabo usando una aproximación normal. El estadístico estandarizado es calculado como:

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{Var(S)}} & S < 0 \end{cases} \tag{6.2}$$

donde $Var(S) = n(n - 1)(2n + 5)/18$; la hipótesis nula H_0 es rechazada para un nivel de significancia α si $|Z| > Z_{(1-\alpha/2)}$, donde $Z_{(1-\alpha/2)}$ es el valor de la distribución normal estándar con una probabilidad de excedencia de $\alpha/2$.

Al igual que otros tipos de coeficientes de correlación, τ puede tomar valores entre -1 y 1, donde el signo indica la pendiente de la relación, y el valor absoluto de τ indica la intensidad de la relación. Para nuestro estudio el nivel de confianza establecido es del 95% ($\alpha=0.05$).

6.2.2 Análisis de Funciones Ortogonales Empíricas

El análisis de Funciones Ortogonales Empíricas (FOEs) es un método de análisis de varianza ampliamente utilizado en un gran número de campos de investigación, en el cual se transforma un conjunto de variables correlacionadas en un nuevo conjunto de variables no correlacionadas (ortogonales) de menor dimensión, reduciendo la dimensión original del conjunto de datos. A las nuevas variables obtenidas se les denomina componentes principales (CPs).

La aplicación del análisis FOEs se lleva a cabo principalmente con dos objetivos; reducir la dimensionalidad de las variables analizadas y facilitar la identificación de patrones en las variaciones temporales en series distribuidas espacialmente.

El análisis FOEs de forma simple es un método para particionar la varianza de un conjunto de series temporales distribuidas espacialmente. Las FOEs son llamadas empíricas para reflejar el hecho de que están definidas mediante la covarianza del conjunto que está siendo analizado. Las FOEs son los autovectores de la matriz de correlación de desfase 0 entre los diferentes datos; donde cada FOE explica un porcentaje de variabilidad de la evolución temporal del campo espacial y la varianza explicada por cada FOE es independiente debido a su ortogonalidad. Por otro lado, las CPs son los coeficientes de expansión de los autovectores en términos de obtener la serie original (Figura 6-1).

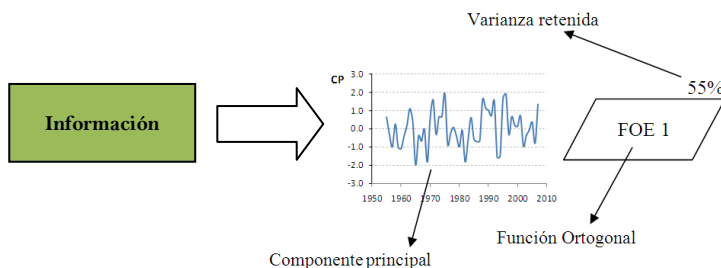


Figura 6-1. Esquema de análisis FOEs.

Asumiendo un vector \mathbf{X} de variables aleatorias m dimensional para el cual su valor esperado es cero ($\mu = 0$). Su matriz de covarianzas estará dada por $\Sigma = E(\mathbf{X}\mathbf{X}^T)$. Para construir la primer FOE, el cual es el patrón singular que representa la máxima varianza de \mathbf{X} , se identifica el autovector \mathbf{p}^1 de unidad unitaria ($\mathbf{p}^{1T}\mathbf{p}^1 = 1$) que minimiza la siguiente ecuación (Von Storch, 1995):

$$\epsilon_1 = E((\mathbf{X} - \alpha_1 \mathbf{p}^1)^T (\mathbf{X} - \alpha_1 \mathbf{p}^1)) \quad (6.3)$$

donde α son los coeficientes de expansión, que pueden ser interpretados como las coordenadas de transformación. En la ecuación 6.3 minimizando ϵ_1 se maximiza la varianza de \mathbf{X} contenida en este subespacio. Después de determinar la primera FOE, la segunda es derivada de la siguiente ecuación:

$$\epsilon_2 = E([(X - \alpha_1 \mathbf{p}^1) - \alpha_2 \mathbf{p}^2]^T [(X - \alpha_1 \mathbf{p}^1) - \alpha_2 \mathbf{p}^2]) \quad (6.4)$$

Con las restricciones de $\mathbf{p}^{1T} \mathbf{p}^2 = 0$ y $\mathbf{p}^{2T} \mathbf{p}^2 = 1$. La determinación de las k FOES posteriores es más compleja y puede consultarse en el trabajo de Von Storch y Hannoschock, (1986). Sin embargo, debido a la ortogonalidad podemos hacer uso de la definición $\alpha_k = \langle \mathbf{p}^k, \mathbf{X} \rangle$, por lo que reformulando la ecuación 6.3 tenemos:

$$\epsilon_1 = E(\mathbf{X}^T \mathbf{X}) - 2E((\mathbf{X}^T \mathbf{p}^1) \langle \mathbf{p}^{1T}, \mathbf{X} \rangle) + E(\langle \mathbf{X}^T, \mathbf{p}^1 \rangle \langle \mathbf{X}^T, \mathbf{p}^1 \rangle) \quad (6.5)$$

$$= \text{Var}(\mathbf{X}) - \mathbf{p}^{1T} \Sigma \mathbf{p}^1 \quad (6.6)$$

donde Σ es la matriz de covarianza de \mathbf{X} . Para minimizar la ecuación 6.6 se introduce un multiplicador de Lagrange para hacer cumplir la restricción de $\mathbf{p}^{1T} \mathbf{p}^1 = 1$. Por lo que diferenciando la ecuación con respecto a \mathbf{p}^1 e igualando a cero tenemos:

$$\frac{d}{d\mathbf{p}^1} [-\mathbf{p}^{1T} \Sigma \mathbf{p}^1 + \lambda (\mathbf{p}^{1T} \mathbf{p}^1 - 1)] = 2\Sigma \mathbf{p}^1 - 2\lambda \mathbf{p}^1 = 0 \quad (6.7)$$

$$\Sigma \mathbf{p}^1 - \lambda \mathbf{p}^1 = 0 \quad (6.8)$$

La primera FOE será pues un autovector de la matriz de covarianza Σ . Por lo que insertando la ecuación 6.8 en la ecuación 6.6 tenemos:

$$\epsilon_1 = \text{Var}(\mathbf{X}) - \lambda \quad (6.9)$$

de esta forma, \mathbf{p}^1 es un autovector con su correspondiente autovalor λ , de la matriz de covarianza Σ . De manera general, se fórmula el teorema como (Von Storch et al., 1995): Los primero k autovalores \mathbf{p}^1 , para todos los $k \leq m$ de la matriz de covarianza $\Sigma = E(\mathbf{X}\mathbf{X}^T)$ de un vector aleatorio de m dimensiones y con valor esperado μ , que corresponden a los $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k$ autovalores forman un grupo de parejas de patrones ortogonales. Donde ellos minimizan la varianza en:

$$\epsilon_k = E\left((\mathbf{X} - \mu) - \sum_{i=1}^k \langle \mathbf{X} - \mu, \mathbf{p}^i \rangle \mathbf{p}^i\right)^2 \quad (6.10)$$

$$\epsilon_k = \text{Var}(\mathbf{X}) - \sum_{i=1}^m \lambda_i \quad (6.11)$$

$$\text{Var}(\mathbf{X}) = \sum_{i=1}^m \lambda_i \quad (6.12)$$

La varianza total de \mathbf{X} es repartida en m componentes. Cada una de estas componentes se obtiene proyectando \mathbf{X} en cada una de las FOES \mathbf{p}^1 . La contribución de la varianza de la $k_{ésima}$ componente a la varianza total $\sum_j \lambda_j$ es λ_k . Donde en términos relativos, la proporción de la varianza total representada por k FOES es $\lambda_k / \sum_j \lambda_j$. Esta proporción

puede ser dada en porcentaje. Si las componentes se ordenan por tamaño, la primera es la más importante en representar la varianza, y así sucesivamente hasta las k componentes.

Para una mayor comprensión de la teoría detrás del análisis de funciones ortogonales empíricas se remite a Von Storch *et al.* (1995) y Von Storch *et al.* (1986), en el cual se puede encontrar una descripción matemática más detallada.

6.3 Resultados

6.3.1 Análisis de la influencia de los patrones de variabilidad climática de baja frecuencia en las crecidas mensuales

En esta primera aproximación se evalúa la sensibilidad en la respuesta de las crecidas en los ríos de las cuencas de estudio a los diferentes patrones de variabilidad climática de baja frecuencia a escala mensual por medio del test estadístico de Kendall tau.

6.3.1.1 Correlación entre las series de crecidas mensuales y la NAO

La Figura 6-2 resume el número de estaciones de aforo con correlación significativa para el 95%, donde estas se muestran considerando rezagos temporales de hasta 3 meses. Una correlación negativa estadísticamente significativa es la observada al evaluar la correlación entre las series de crecidas mensuales y el NAOi. Si analizamos los gráficos de la Figura 6-2, se puede observar que el mayor número de estaciones con una fuerte correlación se concentran para los pasos temporales sin rezago y con rezago de 1 mes. Aunque se pueden identificar correlaciones significativas para rezagos de tiempo mayores a 1 mes, resulta evidente el decaimiento en la intensidad de la correlación. Si analizamos el comportamiento mensual en los rezagos de la correlación, es de destacar la presencia de una mayor correlación en los meses de octubre a febrero sin rezago y de marzo a mayo con rezago de 1 mes, sobresaliendo la mayor fortaleza de la correlación en los meses de diciembre a marzo. Otro punto a destacar es el fuerte decaimiento en la correlación con el NAOi en los meses de junio a septiembre, incluyendo la anomalía del mes de noviembre en el cual también se puede apreciar un decaimiento importante en el número de estaciones con correlación significativa.

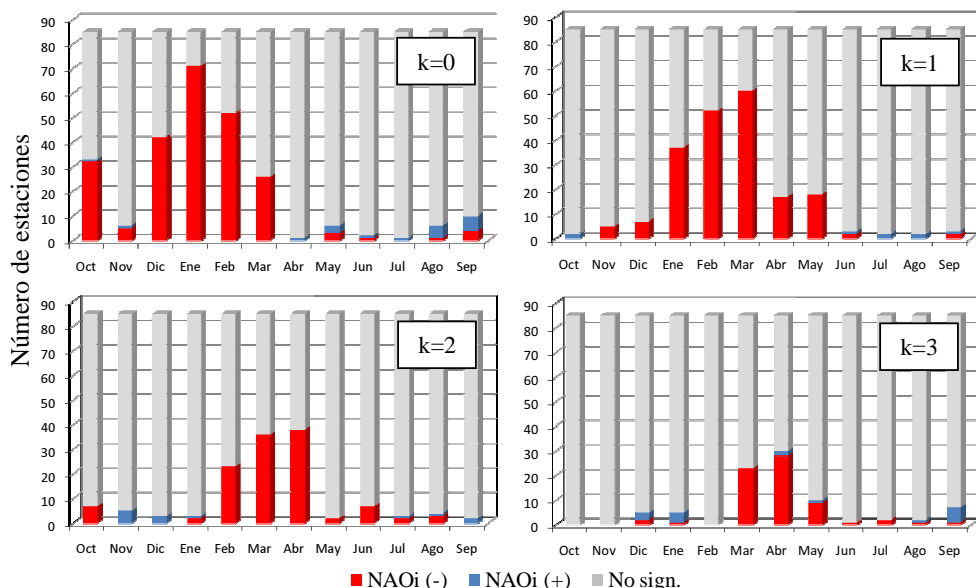


Figura 6-2. Número de estaciones con correlación significativa con el NAOi para los k rezagos temporales (para un nivel de confianza del 95%).

La Figura 6-3 muestra los mapas con la distribución espacial del coeficiente de correlación Kendall tau para cada mes, donde estos se presentan para los rezagos de tiempo (k) en los cuales se observan las máximas correlaciones. Se puede apreciar en los mapas la marcada influencia de la NAO en estaciones ubicadas dentro de las tres regiones de estudio durante los meses de diciembre a marzo, en los cuales se manifiesta una mayor sensibilidad en la respuesta de los ríos. Bajas correlaciones durante estos meses solo se revelan con series de crecidas cercanas a la costa de la región Norte y la costa de la región Mediterránea. Resulta evidente que durante los meses de abril y mayo la influencia de la NAO disminuye, como se puede observar en las correlaciones menos significativas. Durante el mes de abril las altas correlaciones se confinan principalmente a estaciones localizadas en la región Central y estaciones en las vertientes del Sistema Ibérico localizadas en la confederación del Ebro al norte de la región Mediterránea. En el mes de mayo, correlaciones significativas se exhiben en estaciones localizadas en las confederaciones del Duero y Tajo en el norte de la región Central. En cuanto al mes octubre, altas correlaciones se pueden apreciar en estaciones de la confederación de Miño-Sil en la región Norte, y estaciones del Duero y Tajo en el norte de la región Central, así como en estaciones localizadas en la vertiente Pirenaica en la región Mediterránea. Débiles correlaciones negativas es el patrón generalizado que se observa en noviembre, mientras que en diciembre correlaciones significativas se identifican con series de crecidas de las confederaciones de la región Central, mientras que en la región Mediterránea las correlaciones significativas se distinguen con estaciones localizadas en la parte alta interior de la confederación Júcar y estaciones de la confederación del Ebro.

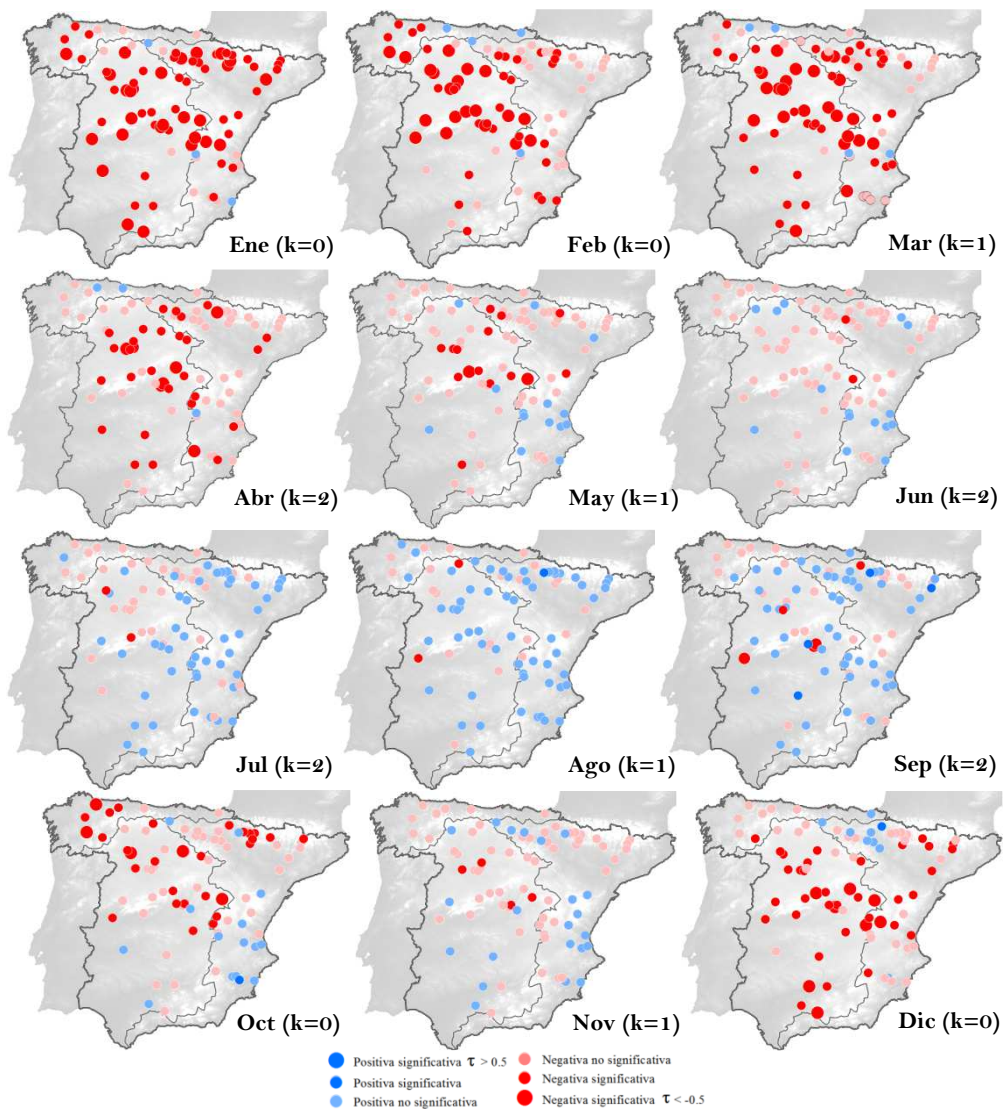


Figura 6-3. Distribución espacial del coeficiente de correlación de Kendall (τ) entre las series de crecidas mensuales y el NAOi para el 95% de nivel de confianza (donde k indica el rezago temporal en meses).

6.3.1.2 Correlación entre las series de crecidas mensuales y la AO

La Figura 6-4 sintetiza los resultados en la exploración de la correlación entre las series de crecidas mensuales y el AOi. Se puede apreciar una importante similitud en los patrones temporales de correlación respecto a los reportados en el análisis con el NAOi. En general las correlaciones significativas para el 95% se presentan de signo negativo, concentrándose dichas correlaciones para los casos sin rezago y con rezago temporales de 1 y 2 meses, decayendo de manera importante la intensidad de la correlación en rezagos posteriores. Nuestros resultados reportan que la mayor significancia estadística con el

AOi se presenta durante los meses de octubre a abril, decayendo está fuertemente durante los meses de mayo a septiembre. Es claro que la mayor fuerza en la correlación se presenta en los meses de diciembre a marzo; durante este periodo en promedio el 70% de las estaciones experimentan correlaciones altamente significativas.

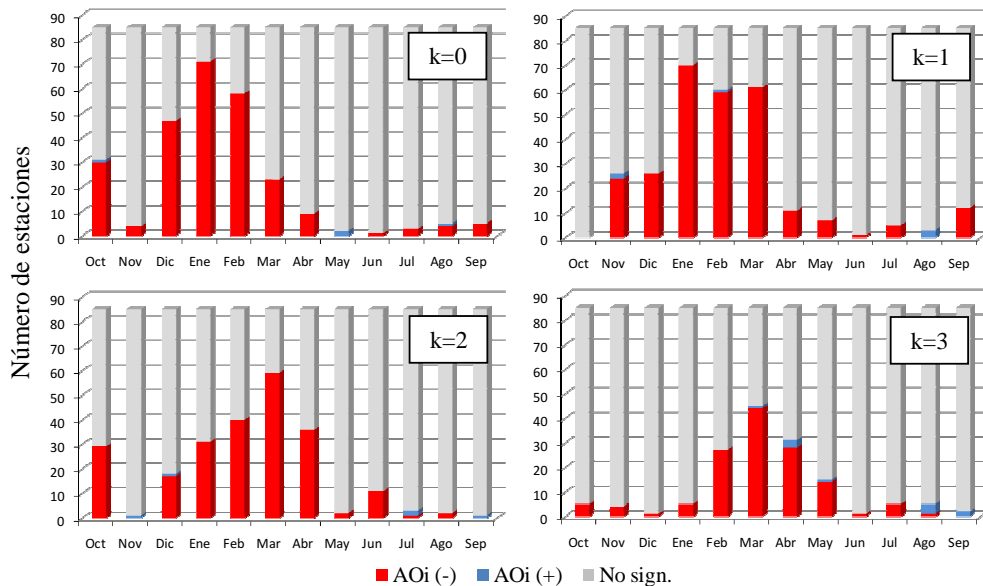


Figura 6-4. Número de estaciones con correlación significativa con el AOi para los k rezagos temporales (para un nivel de confianza del 95%).

La Figura 6-5 presenta los mapas con la distribución espacial del coeficiente de correlación de Kendall tau entre las series de crecidas mensuales y el AOi. Resalta a la vista en los mapas que la correlación con este índice se presenta de manera dominante de signo negativo. Las altas correlaciones se destacan en los meses de octubre a febrero, donde dichas correlaciones se presentan sin rezago, mientras en los meses subsiguientes de marzo y abril con rezagos de 1 y 2 meses. Una débil correlación se aprecia en los meses de mayo a septiembre, donde correlaciones significativas se exhiben en un porcentaje menor al 10% de las estaciones de aforo.

Es importante destacar desde el punto de vista espacial en la Figura 6-5, las correlaciones altamente significativas en los meses de diciembre a marzo con series de crecidas distribuidas a través de las tres regiones en que se dividió la España peninsular; solo correlaciones no significativas en este periodo se pueden observar particularmente en estaciones cercanas a la costa de la región Mediterránea y la costa de la región Norte. Para el mes de abril, fuertes correlaciones se detectan con un alto porcentaje de series de crecidas en la región Central, así como con series localizadas en la parte alta interior de la confederación del Júcar y series en la vertiente de la cordillera Pirenaica, estas últimas en la región Mediterránea. Correlaciones débiles poco significativas o directamente no significativas son las que se manifiestan durante los meses de mayo a septiembre en el análisis, siendo evidente el decaimiento en la influencia de la AO. Una influencia importante es la que se aprecia en los meses de octubre a diciembre. Durante octubre y noviembre las altas correlaciones se localizan en estaciones de aforo delimitadas en la región Norte, y en estaciones localizadas en el norte de las regiones Central

(confederación del Duero) y Mediterránea (confederación del Ebro). Una mayor extensión en la influencia se aprecia en diciembre, donde correlaciones altamente significativas se destacan con series de crecidas a lo largo de la región Central y con una menor intensidad con series de la parte alta interior de la confederación del Júcar y en la cordillera Pirenaica en la confederación del Ebro en la región Mediterránea.

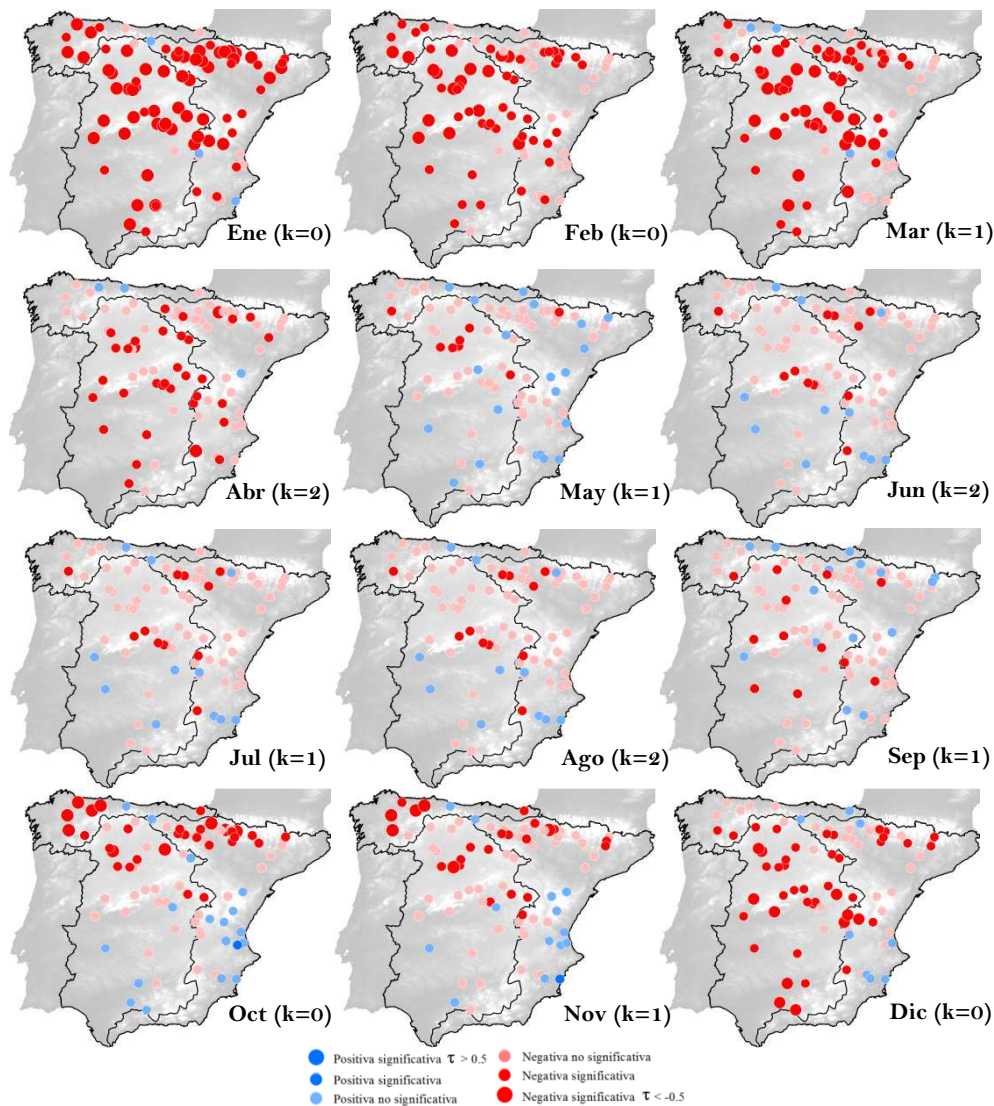


Figura 6-5. Distribución espacial del coeficiente de correlación de Kendall (τ) entre las series de crecidas mensuales y el AOi para el 95% de nivel de confianza (donde k indica el rezago temporal en meses).

6.3.1.3 Correlación entre las series de crecidas mensuales y la MO

La Figura 6-6 condensa el número de estaciones con correlación estadísticamente significativa para cada mes con base en la evaluación de la correlación entre las crecidas mensuales y el MOi. Se puede observar un patrón generalizado de correlaciones de signo

negativo, concentrándose las correlaciones significativas para los cálculos sin rezago y con rezago de 1 mes. En la Figura 6-6 se puede observar claramente que es durante los meses de octubre a marzo donde se presenta un número importante de estaciones con correlación significativa. Por otro lado, se aprecia que las correlaciones durante los meses de abril a septiembre decrecen de manera substancial, resultando muy bajo el número de estaciones con correlación estadísticamente significativa.

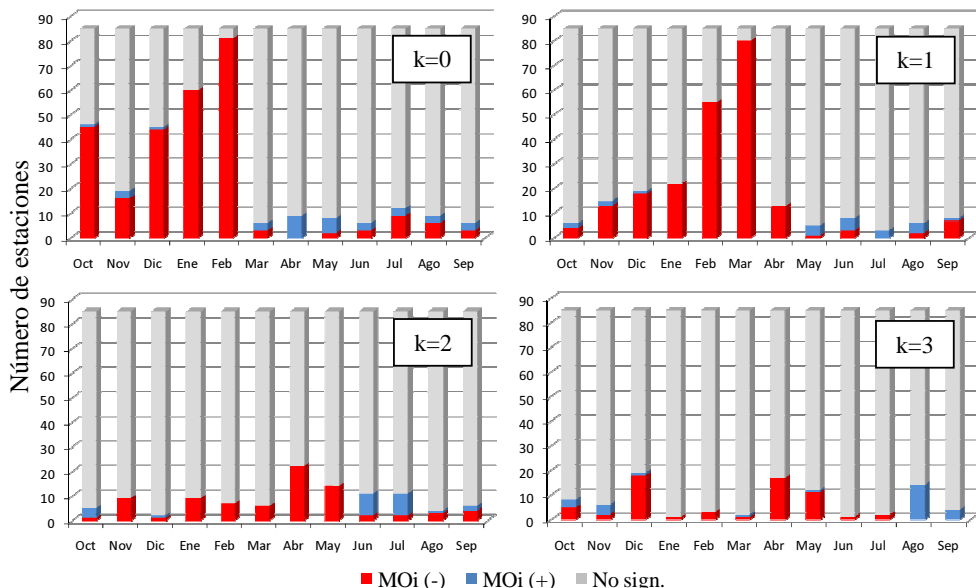


Figura 6-6. Número de estaciones con correlación significativa con el MOi para los k rezagos temporales (para un nivel de confianza del 95%).

Los mapas con la distribución espacial del coeficiente de correlación de Kendall tau entre las series de crecidas mensuales y el MOi se presentan en la Figura 6-7. La inspección visual de los mapas nos sugiere que la mayor intensidad en las correlaciones se presenta para los cálculos sin rezago y con rezago de 1 mes. En lo que se refiere a la extensión espacial en la influencia de la MO, se puede apreciar que es durante el periodo de octubre a marzo en el cual se concentra la mayor influencia en las regiones de estudio. Las correlaciones más altamente significativas se presentan en los meses de enero a marzo, donde dichas correlaciones se exhiben principalmente con series de crecidas de las regiones Central y Mediterránea. Una menor influencia en estos meses es la observada con series localizadas en la confederación del Segura en el sur de la región Mediterránea, así como en la región Norte, con excepción de algunas series en la confederación de Miño-Sil, donde se pueden identificar estaciones que presentan correlaciones significativas. Durante el mes de octubre correlaciones significativas son detectadas con series de crecidas de las confederaciones Guadalquivir, Duero y Tajo en la región Central, así como con series localizadas en el valle Pirenaico en el norte de la región Mediterránea y series de la confederación Mino-Sil en la región Norte. Débiles correlaciones en general son las que se observan durante el mes de noviembre; no obstante, se pueden identificar correlaciones significativas en pocas estaciones en la región Central, así como en la confederación del Júcar en la región Mediterránea. Finalmente, correlaciones significativas son evidentes durante el mes de diciembre, en el cual es de destacar las altas correlaciones que se identifican en estaciones en la región Central, estaciones de montaña

en la confederación del Júcar y estaciones localizadas en la vertiente de la cordillera Pirenaica en la confederación del Ebro, estas últimas dentro de la región Mediterránea.

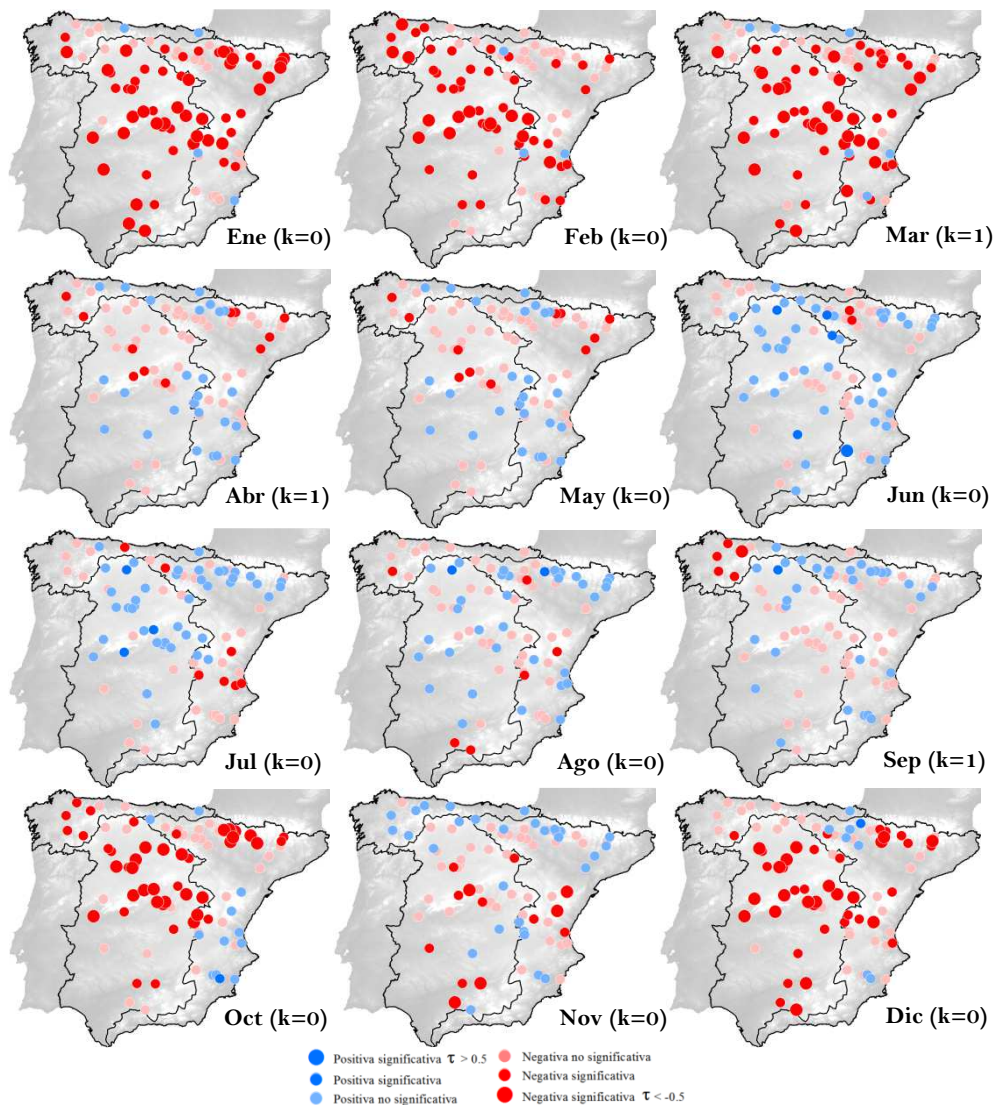


Figura 6-7. Distribución espacial del coeficiente de correlación de Kendall (τ) entre las crecidas mensuales y el MOi para el 95% de nivel de confianza (donde k indica el rezago temporal en meses).

6.3.1.4 Correlación entre las crecidas mensuales y la WeMO

La Figura 6-8 condensa la evaluación de la correlación entre las series de crecidas mensuales y el WeMOi para diferentes rezagos temporales. Se puede observar que se presentan correlaciones tanto de signo positivo como negativo, concentrándose el mayor número estaciones de aforo con correlaciones estadísticamente significativas sin rezago temporal. Un punto a destacar es la concentración de las altas correlaciones con signo positivo durante los meses de noviembre a abril, mientras que las correlaciones negativas se muestran primordialmente durante los meses de septiembre y octubre. Resulta

evidente que los valores reportados en la evaluación de la correlación con el WeMOi, nos sugieren una menor influencia de este patrón de variabilidad climática en la evolución interanual de las crecidas mensuales, ya que correlaciones significativas en promedio se presentan en solamente el 29% de las series durante los meses de mayor correlación.

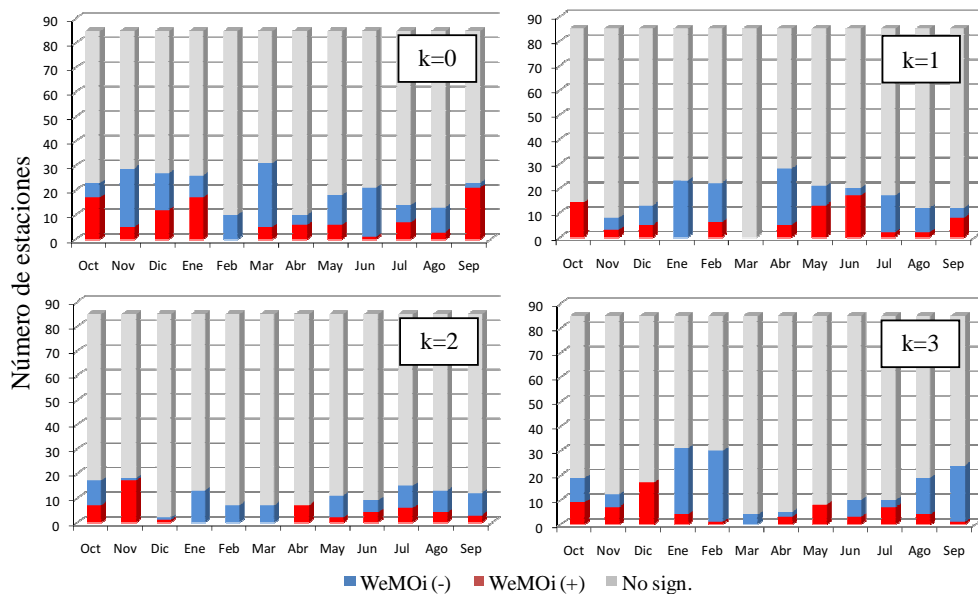


Figura 6-8. Número de estaciones con correlación significativa con el WeMOi para los k rezagos temporales (para un nivel de confianza del 95%).

Los mapas con la distribución espacial del coeficiente de correlación de Kendall tau entre las doce series de crecidas mensuales y el WeMOi son presentados en la Figura 6-9. Al igual que en los análisis anteriores los mapas se presentan para el rezago temporal en el cual se identificaban las mayores correlaciones para cada mes. En general, se aprecia que la mayor correlación con el WEMOi se presentan para el cálculo de las correlaciones sin considerar rezago en la correlación.

La inspección visual de los mapas de correlación, nos pone en evidencia el diferente patrón de influencia espacial de esta variable macroclimática respecto de los resultados observados con los índices de variables macroclimáticas de la AO, la MO y la NAO. Enfocándonos en los patrones espaciales observados en los mapas de correlación con el WEMOi, tenemos lo siguiente: correlaciones positivas estadísticamente significativas se observan en los meses de noviembre a abril, donde dichas correlaciones se presentan en estaciones de aforo de la región Norte y estaciones en la confederación del Duero al norte de la región Central. En este mismo sentido, correlaciones positivas significativas se pueden observar también con series de crecidas localizadas en la parte alta de confederación del Ebro al noroeste de la región Mediterránea (estaciones de aforo en las vertientes del sistema Ibérico y la cordillera Cantábrica) durante los meses de octubre a abril. En cuanto a las correlaciones negativas, podemos mencionar que en general estas se presentan poco significativas en la mayoría de los casos. Fuertes correlaciones solamente se aprecian en estaciones localizadas en la confederación del Tajo en la región Central y la confederación del Júcar en la región Mediterránea. De acuerdo con las correlaciones

reportadas en los mapas con el WeMOi, es más que evidente que el número de estaciones con correlaciones estadísticamente significativas resulta muy reducido respecto a lo reportado en los análisis de correlación con las variables macroclimáticas previas. Estos resultados nos sugieren una menor extensión espacial en la influencia de este patrón de baja frecuencia. Así mismo, es evidente el diferente patrón espacial en la influencia de la WeMO respecto al observado con la AO, MO y NAO.

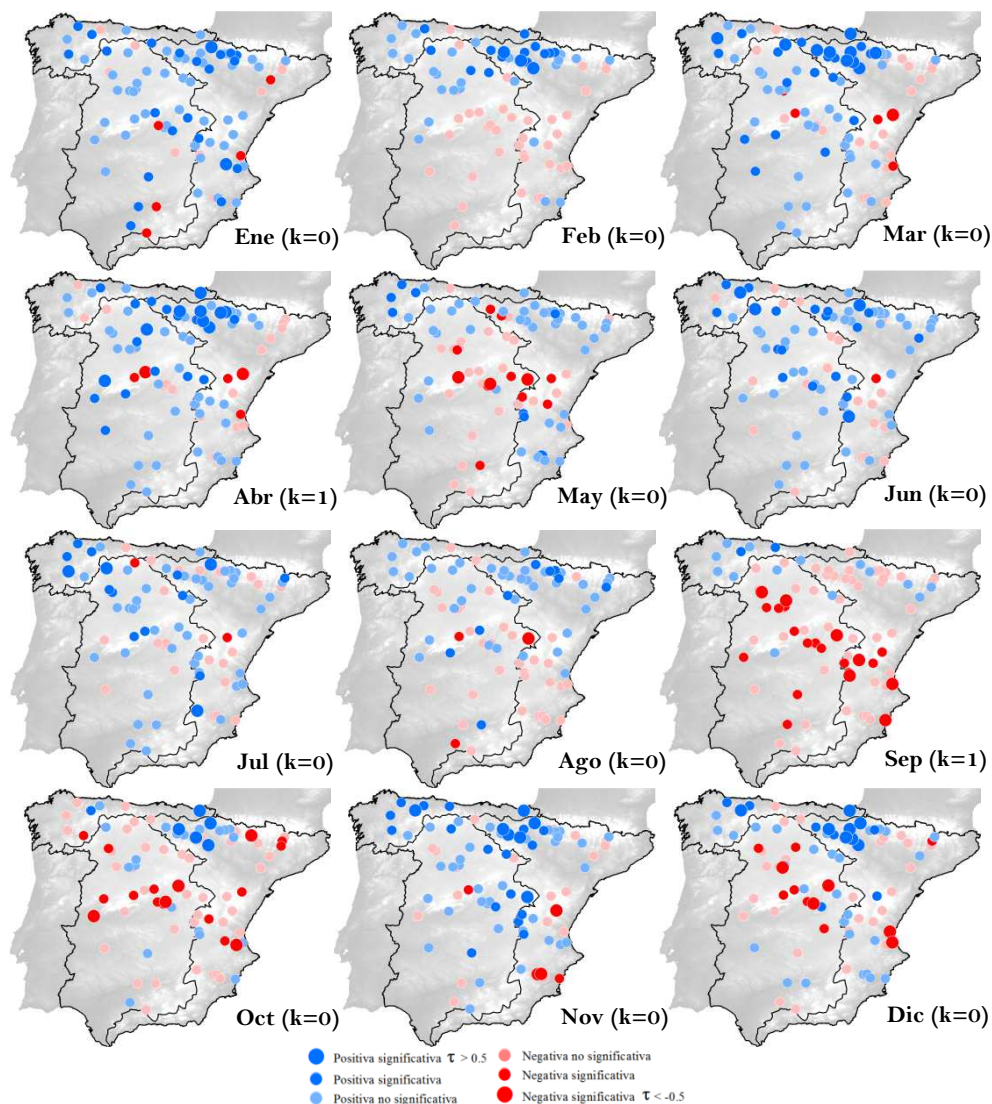


Figura 6-9. Distribución espacial del coeficiente de correlación de Kendall (τ) entre las crecidas mensuales y el WeMOi para el 95% de nivel de confianza (donde k indica el rezago temporal en meses).

6.3.1.5 Correlación entre las crecidas mensuales y el ENSO

El análisis de correlación entre las series de crecidas mensuales y el índice que caracteriza el fenómeno del ENSO (Niño3.4), se abordó en dos líneas. La primera consistió en calcular las correlaciones respecto a las anomalías mensuales del ENSO considerando hasta 12 meses de rezago. La Tabla 6-1 sintetiza los resultados, en la cual se exhibe el número de estaciones de aforo con correlaciones significativas obtenidas en la primera aproximación. En general, este primer análisis sugiere que pocas series de crecidas exhiben correlaciones estadísticamente significativas para un nivel de confianza del 95% con el índice Niño 3.4. Solamente son de destacar las correlaciones positivas poco significativas que se muestran durante los meses de octubre, noviembre y diciembre. Dichas correlaciones se identifican particularmente en estaciones localizadas en las regiones Norte y Mediterránea, las cuales se presentan para los cálculos de las correlaciones sin rezago temporal y hasta con 6 meses de rezago.

Desfases de tiempo (k)	Correlación	meses											
		Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
0	Positiva	2	3	0	0	0	0	8	5	7	23	31	26
	Negativa	0	0	0	6	25	16	9	1	0	2	0	0
	No significativa	83	82	85	79	60	69	68	79	78	60	54	59
1	Positiva	2	10	1	1	1	0	5	9	7	22	31	25
	Negativa	0	0	0	4	21	14	10	2	0	2	0	0
	No significativa	83	75	84	80	63	71	70	74	78	61	54	60
2	Positiva	5	12	1	2	6	2	3	12	3	25	30	25
	Negativa	0	0	0	0	16	14	10	2	0	2	0	0
	No significativa	80	73	84	83	63	69	72	71	82	58	55	60
3	Positiva	7	12	1	2	8	4	5	17	4	26	33	29
	Negativa	0	0	0	3	11	9	5	4	0	2	0	0
	No significativa	78	73	84	80	66	72	75	64	81	57	52	56
4	Positiva	7	10	1	2	11	2	3	15	1	21	28	29
	Negativa	0	0	0	2	9	2	4	3	2	3	0	0
	No significativa	78	75	84	81	65	81	78	67	82	61	57	56
5	Positiva	7	8	2	2	10	4	3	16	2	19	16	30
	Negativa	0	0	0	2	9	1	2	2	4	2	0	0
	No significativa	78	77	83	81	66	80	80	67	79	64	69	55
6	Positiva	4	6	1	1	11	5	4	14	1	15	6	25
	Negativa	0	0	2	3	7	0	2	5	4	1	0	1
	No significativa	81	79	82	81	67	80	79	66	80	69	79	59
7	Positiva	2	1	1	2	11	4	4	13	1	10	2	18
	Negativa	0	0	2	3	6	1	2	6	5	0	0	3
	No significativa	83	84	82	80	68	80	79	66	79	75	83	64
8	Positiva	1	0	1	3	7	5	3	11	1	8	0	8
	Negativa	0	2	2	3	12	1	2	7	6	0	2	4
	No significativa	84	83	82	79	66	79	80	67	78	77	83	73
9	Positiva	1	0	0	4	7	8	3	13	0	5	2	3
	Negativa	0	6	3	5	13	2	2	7	7	0	2	6
	No significativa	84	79	82	76	65	75	80	65	78	80	81	76
10	Positiva	0	1	0	5	8	9	5	12	0	3	2	3
	Negativa	1	12	3	4	13	2	2	7	10	0	4	7
	No significativa	84	72	82	76	64	74	78	66	75	82	79	75
11	Positiva	0	1	0	4	8	7	7	12	0	2	3	0
	Negativa	2	12	7	5	16	2	2	7	11	0	4	8
	No significativa	83	72	78	76	61	76	76	66	74	83	78	77
12	Positiva	2	0	0	3	9	8	6	13	0	2	3	0
	Negativa	2	6	6	6	14	2	3	6	13	0	6	7
	No significativa	81	79	79	76	62	75	76	66	72	83	76	78

Tabla 6-1. Número de estaciones con correlación significativa con el índice mensual Niño 3.4, siendo k el rezago temporal en meses (para un nivel de confianza del 95%).

La segunda línea de aproximación abordada en la estimación de las correlaciones entre las series de crecidas mensuales y el índice Niño 3.4, consistió en considerar las anomalías promedio del índice para los periodos febrero-mayo, junio-septiembre y octubre-enero en el año hidrológico anterior. En la Tabla 6-2 se resumen los resultados en la evaluación de la correlación. Las correlaciones reportadas sugieren una débil influencia del ENSO en la

evolución interanual de las series de crecidas mensuales en las cuencas de estudio. Solamente se detectan series con correlaciones positivas significativas durante los meses de octubre, noviembre y diciembre, con las anomalías promedio para los periodos junio-septiembre y octubre-enero. En promedio en estos meses 32% de las series experimentan correlaciones significativas positivas, siendo en general dichas correlaciones poco significativas.

La débil influencia que se aprecia en la evaluación de las correlaciones con el índice Niño 3.4, se puede explicar ante la más compleja relación que pueda existir entre los episodios del ENSO y los eventos de crecidas en regiones extratropicales, en las cuales investigadores sugieren que la influencia dependerá de la magnitud de los eventos del ENSO y las condiciones atmosféricas prevalecientes en la región.

ENSO	Correlación	Meses											
		Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Juñ	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
Anomalía (Feb-May)	Positiva	0	1	0	1	10	10	5	5	8	16	3	9
	Negativa	0	11	5	6	4	1	2	8	5	1	2	7
	No significativa	85	73	80	78	71	74	78	72	72	68	80	69
Anomalía (Jun-Sep)	Positiva	6	2	1	3	15	12	10	13	0	28	32	35
	Negativa	0	0	2	4	11	3	3	9	12	2	0	0
	No significativa	79	83	82	78	59	70	72	63	73	55	53	50
Anomalía (Oct-Ene)	Positiva	7	10	1	3	11	6	5	12	0	21	33	39
	Negativa	0	0	0	3	9	2	2	7	10	2	0	0
	No significativa	78	75	84	79	65	77	78	66	75	62	52	46

Tabla 6-2. Número de estaciones con correlación significativa con el índice Niño 3.4 asumiendo un índice promedio para los periodos feb-may, jun-sep y oct-ene (para un nivel de confianza del 95%).

6.3.2 Análisis de la influencia de los patrones de variabilidad climática de baja frecuencia en las crecidas anuales

En este apartado se evalúa la correlación entre los índices de las variables macroclimáticas y las series temporales de crecidas anuales en los ríos de las cuencas de estudio por medio del test de correlación de Kendall tau. El objetivo de establecer el grado de correlación a escala anual, yace en poder identificar la influencia que ejercen los patrones de variabilidad climática de baja frecuencia en la variabilidad interanual de las crecidas anuales. La selección de las crecidas anuales, se llevó a cabo seleccionando los caudales máximos anuales, asumiendo como año hidrológico el periodo del 1 octubre al 30 de septiembre del año siguiente.

Para la selección de los índices de las variables macroclimáticas dos criterios fueron los seguidos:

1. En un primer paso se asumen los valores de los índices (sin considerar el ENSO, por los resultados del apartado anterior) correspondiente al mes en que se registraron los caudales máximos anuales, considerando, como en el análisis mensual, posibles rezagos temporales.
2. En un segundo paso se asumen los índices invernales de las variables macroclimáticas. En el caso del índice Niño 3.4 se consideran los promedios para los periodos feb - may, jun - sep y oct-ene.

6.3.2.1 Correlación entre las series de crecidas anuales y la NAO

La Figura 6-10 presenta los mapas con la distribución espacial del coeficiente de correlación de Kendall tau entre las series de crecidas anuales y los valores mensuales del índice de la NAO asumiendo rezagos temporales de hasta dos meses. Analizando los mapas se aprecia un importante impacto de la NAO en el comportamiento interanual de las crecidas anuales en los ríos de la España peninsular. Se observa que existe una clara correlación negativa, la cual resulta altamente significativa considerando 1 mes de rezago. Dichas correlaciones se localizan principalmente en series de la región Central. Correlaciones significativas con 1 mes de rezago se observan con estaciones ubicadas en la parte alta interior de las confederaciones del Júcar y Ebro en la región Mediterránea. Una débil correlación es la que se puede observar sin considerar rezagos, en la cual solo correlaciones negativas poco significativas se presentan con series en las regiones Central y Norte. Correlaciones negativas significativas se pueden apreciar también considerando 2 meses de rezago. Estas correlaciones se localizan principalmente en estaciones de aforo de las confederaciones Duero y Tajo en la región Central, así como en estaciones de la confederación del Ebro en la región Mediterránea.

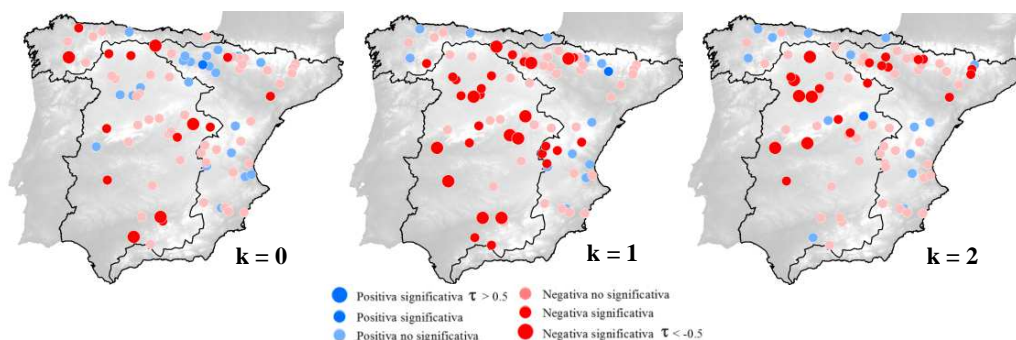


Figura 6-10. Mapas de distribución del coeficiente de correlación de Kendall tau (τ) entre las series de crecidas anuales y el NAOi para el 95% de nivel de confianza (donde k es el rezago temporal en meses).

6.3.2.2 Correlación entre las series de crecidas anuales y la AO

Un impacto significativo en la variabilidad interanual del régimen de crecidas anuales se sugiere en la evaluación de la correlación con el índice mensual de la AO, como se puede observar en la Figura 6-11. Si analizamos los mapas resulta evidente que las correlaciones se presentan de modo global de signo negativo, siendo preciso matizar que las correlaciones altamente significativas para el 95% se presentan en mayor número asumiendo un rezago temporal de 1 mes. Estas correlaciones se aprecian principalmente en estaciones a lo largo de la región Central, estaciones localizadas en la frontera de la confederación del Júcar con la región Central y estaciones en la vertiente de la cordillera Pirenaica en la región Mediterránea, y estaciones de la confederación de Miño-Sil en la región Norte. Altas correlaciones sin considerar rezago temporal, se ubican principalmente en estaciones de las confederaciones Guadalquivir, Guadiana y Tajo en la región Central y estaciones en la frontera de la confederación del Júcar en la región Mediterránea. En cuanto a los resultados asumiendo un rezago temporal de 2 meses, se pueden identificar también correlaciones negativas significativas, estas se localizan de forma intensa en estaciones de la confederación del Duero en la región Central y en pocas

estaciones de la parte alta norte de la confederación Ebro y la parte alta interior de la confederación del Júcar en la región Mediterránea.

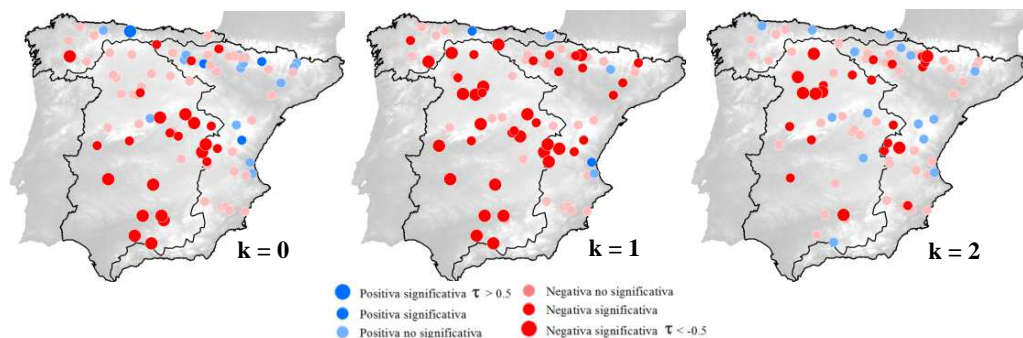


Figura 6-11. Mapas de distribución del coeficiente de correlación de Kendall tau (τ) entre las series de crecidas anuales y el AOi para el 95% de nivel de confianza (donde k es el rezago temporal en meses).

6.3.2.3 Correlación entre las series de crecidas anuales y la MO

La Figura 6-12 presentan los mapas con la distribución espacial del coeficiente de correlación de Kendall tau entre las series de crecidas anuales y el índice mensual de la MO. Se aprecia en los mapas una clara asociación de la variabilidad interanual de las crecidas anuales con este patrón de baja frecuencia. Como se muestra en los mapas, las correlaciones en general se presentan negativas, resultando altamente significativas asumiendo 1 mes de rezago. Se puede observar en el mapa que dichas correlaciones se concentran en estaciones de aforo en la región Central y estaciones de las confederaciones del Ebro y Júcar en la región Mediterránea. Altas correlaciones en estaciones en la región Central se pueden observar también en el caso de no considerar rezagos temporales, siendo particularmente significativa la correlación en estaciones de las confederaciones del Tajo, Guadiana y Guadalquivir, mientras que correlaciones significativas sin rezago temporal en la región Mediterránea solo se identifican en estaciones en la frontera de la confederación del Júcar con la región Central. Por otro lado, asumiendo rezagos temporales de 2 meses, correlaciones negativas significativas solo son evidentes en pocos casos en estaciones de aforo en las confederaciones del Duero y Tajo en la región Central, así como en estaciones en la parte alta de las confederaciones del Ebro y Júcar en la región Mediterránea.

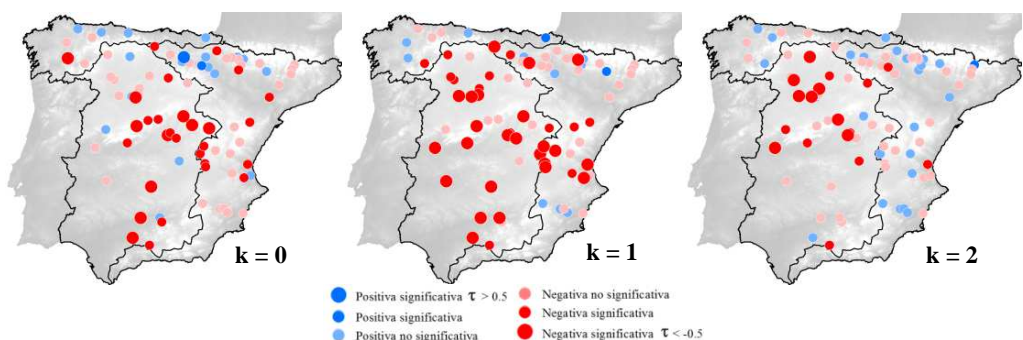


Figura 6-12. Mapas de distribución del coeficiente de correlación de Kendall tau (τ) entre las series de crecidas anuales y el MOi para el 95% de nivel de confianza (donde k es el desfase temporal en meses).

6.3.2.4 Correlación entre las series de crecidas anuales y la WeMO

La Figura 6-13 resume la distribución espacial de las correlaciones observadas entre las series de crecidas anuales y el WeMOi con base al test de Kendall tau, donde los mapas se presentan para los casos sin rezago y con rezago temporal de 1 y 2 meses. De los rezagos temporales asumidos en el cálculo de la correlación, resulta evidente que la mayor correlación entre las series temporales se revela para el caso sin rezago ($k=0$). Correlaciones positiva significativas sin rezago temporal se pueden apreciar en estaciones en la región Norte, mientras que de signo negativo se identifican en estaciones en la región Mediterránea. Es importante resaltar que las correlaciones mencionadas se sugieren poco significativas. Por otro lado, una débil correlación de carácter general es la que se reporta en las correlaciones estimadas para los casos con rezagos temporales de 1 y 2 meses.

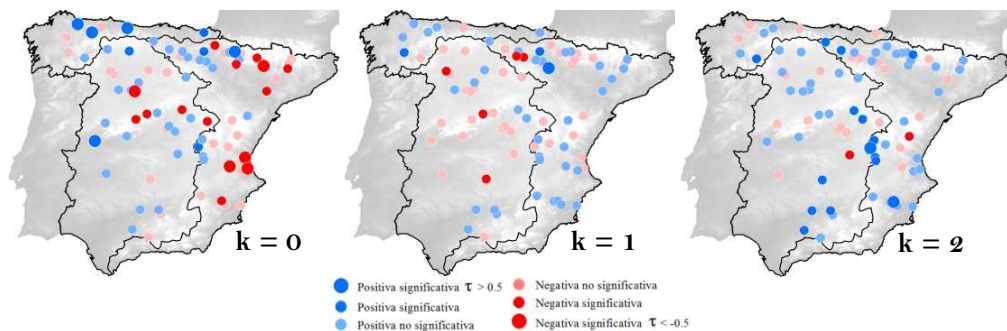


Figura 6-13. Mapas de distribución del coeficiente de correlación de Kendall tau (τ) entre las series de crecidas anuales y el WeMOi para el 95% de nivel de confianza (donde k es el rezago temporal en meses).

6.3.2.5 Correlación entre las series de crecidas anuales y los índices anuales de las variables macroclimáticas

Una vez evaluada la correlación entre las series de crecidas anuales y los correspondientes valores mensuales de los índices de las variables macroclimáticas asumiendo rezagos temporales, se procedió a analizar su correlación considerando valores anuales de los índices de las variables macroclimáticas. Para los patrones de baja frecuencia de la AO, la MO, la NAO y la WEMO el periodo asumido es de diciembre a febrero. El asumir los meses de invierno, es debido a que este es el periodo de mayor actividad de los patrones de baja frecuencia y en los cuales se ha observado la mayor fortaleza en la correlación. En el caso del ENSO, la correlación se evalúa con base en los valores promedio del índice Niño3.4 para diferentes periodos (febrero-mayo, junio-septiembre y octubre-enero).

La Figura 6-14 muestra los mapas con la distribución espacial de las correlaciones obtenidas con base al test de Kendall tau entre las series temporales de crecidas anuales y los índices invernales AOW, MOW, NAOw y WeMOW. La inspección de los mapas pone en evidencia que existe un patrón generalizado de correlación negativa altamente significativa con los índices AOW, MOW y NAOw. Es evidente la amplia extensión espacial en la influencia de estos patrones de baja frecuencia, la cual se aprecia en estaciones de aforo a través de las tres regiones de estudio. No obstante, se puede observar que la influencia espacial es más significativa en estaciones ubicadas en la región

Central, disminuyendo está en estaciones de las regiones Mediterránea y Norte. Correlaciones significativas en la región Mediterránea se identifican en estaciones ubicadas en la frontera de la confederación del Júcar con la región Central, así como en estaciones localizadas en la vertiente de la cordillera Pirenaica en la confederación del Ebro. Una baja correlación es la que se identifica con estaciones cercanas a las costas de las regiones Mediterránea y Norte, poniendo en evidencia la débil influencia de la AO, la MO y la NAO en estas zonas. El mapa con la distribución espacial de la correlación con el WeMOW, muestra que la extensión espacial de la influencia de este patrón de baja frecuencia en el comportamiento de las crecidas anuales es menor con respecto las reportadas con los índices AOW, MOW y NAOw. Las correlaciones obtenidas se aprecian positivas, las cuales solamente se identifican significativas estadísticamente en estaciones del oeste de la región Norte y estaciones de la parte alta norte de la confederación del Ebro en la región Mediterránea.

En la Figura 6-15 se presentan los mapas con la distribución espacial de la correlación entre las series de crecidas anuales y los valores promedio del índice Niño 3.4 para los periodos de febrero-mayo, junio-septiembre y octubre-enero. Los mapas muestran correlaciones positivas poco significativas o no significativas con el índice promedio de febrero a mayo en las estaciones de aforo de las cuencas de estudio. Correlaciones negativas y positivas poco significativas fueron también las observadas con el índice promedio de junio a septiembre, presentándose estas correlaciones en estaciones en el norte de la zona de estudio, mientras que en el sur las correlaciones resultan no significativas. Similares correlaciones a las reportadas en los resultados anteriores son las que se observan con el índice promedio de octubre a enero, con el cual solo se identifican correlaciones negativas poco significativas en series de crecidas ubicadas en el norte de las regiones Central y Mediterránea. Por tanto, nuestros resultados hasta este punto en el análisis de correlación con el índice Niño 3.4, reportan una débil o nula influencia del fenómeno ENSO en el comportamiento de las crecidas en los ríos de las cuencas de estudio.

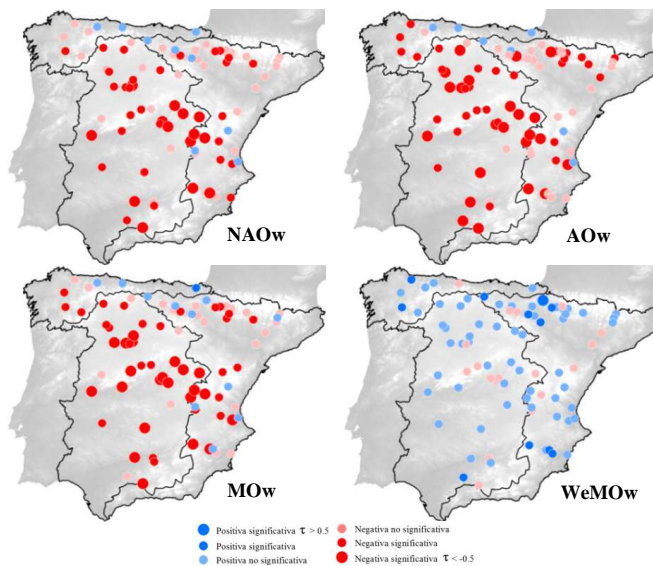


Figura 6-14. Mapas de distribución del coeficiente de correlación de Kendall tau (τ) entre las series de crecidas anuales y los índices invernales de las variables macroclimáticas para el 95% de nivel de confianza.

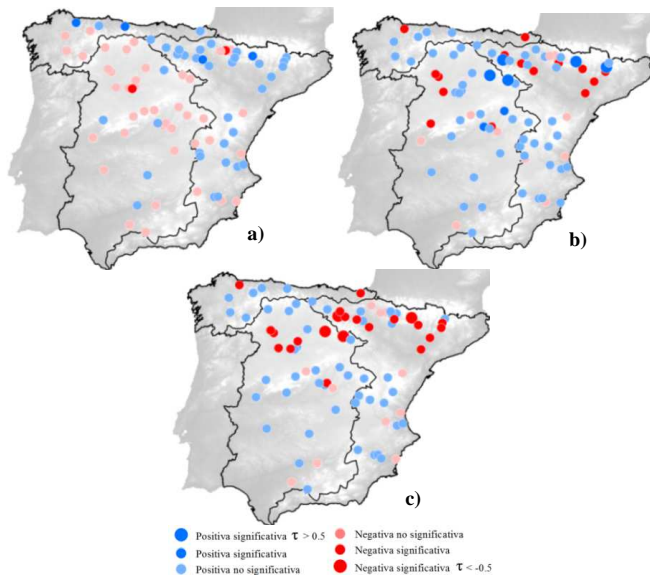


Figura 6-15. Mapas de distribución del coeficiente de correlación de Kendall tau (τ) entre las series de crecidas anuales y el ENSO para el 95% de nivel de confianza. (a) Índice Niño3.4 para el periodo febrero-mayo, b) Índice Niño3.4 para el periodo junio-septiembre y c) Índice Niño3.4 para el periodo octubre-enero).

6.3.3 Influencia de los patrones de baja frecuencia en los meses de invierno en el régimen mensual de crecidas

Hasta este punto los resultados obtenidos en la evaluación de la correlación entre las series temporales de crecidas y los índices de las variables macroclimáticas en ríos de la España peninsular, apuntan en el sentido de una teleconexión significativa. De forma concreta nuestras correlaciones a escala mensual y anual, nos sugieren una mayor teleconexión entre los regímenes de crecidas con los patrones de baja frecuencia de la AO, la MO y la NAO, mientras que una más débil teleconexión es la que se refleja en las correlaciones obtenidas con el ENSO y el patrón de baja frecuencia de la WeMO. La evaluación de la correlación también muestra que la teleconexión se presenta más consistente durante los meses del semestre frío (octubre a marzo), es particularmente intensa durante los meses de diciembre a febrero y disminuye en los meses del semestre cálido (abril a septiembre).

Es por lo mencionado anteriormente, que este apartado tiene como objetivo el explorar la interacción entre el periodo de mayor actividad de los patrones de baja frecuencia (AO, MO, NAO y WEMO) con factores que afectan el régimen de crecidas, y si es posible que estos puedan condicionar el comportamiento de los regímenes de crecidas en meses subsiguientes. Para ello, se evalúa la correlación entre los índices invernales de las variables macroclimáticas AOW, MOW, NAOw y WeMOW con las series temporales de crecidas mensuales del mes de diciembre al mes de noviembre del año siguiente para el periodo 1956-2007.

La Figura 6-16 muestra los mapas de la correlación entre las series de crecidas mensuales y el NAOw. Si observamos los mapas podemos identificar la existencia de una respuesta rezagada de las crecidas mensuales a las condiciones de la NAO durante el periodo de invierno. Durante los meses de invierno como era de esperar se aprecian altas correlaciones negativas en estaciones de aforo ubicadas en las 3 regiones consideradas, con excepción de estaciones localizadas cerca de las costas de las regiones Norte y Mediterránea. Resulta evidente que la influencia de la NAO invernal se mantiene de manera importante durante los meses de marzo y abril. Esta influencia decrece durante los meses de mayo y los meses de verano confinándose su influencia a estaciones de montaña de la región Central y Mediterránea, destacándose de manera importante la correlación significativa con estaciones localizadas en el valle Pirenaico. Durante los meses de otoño se destaca una importante correlación en el mes de septiembre en estaciones en la región Central y estaciones en la vertiente del Sistema Ibérico en la región Mediterránea, sin embargo, esta correlación decrece en el noroeste de la región Mediterránea y la región Norte. Una evidente débil influencia es la que se puede observar en los meses de octubre y noviembre, en los cuales no se aprecia una correlación significativa con el índice NAOw.

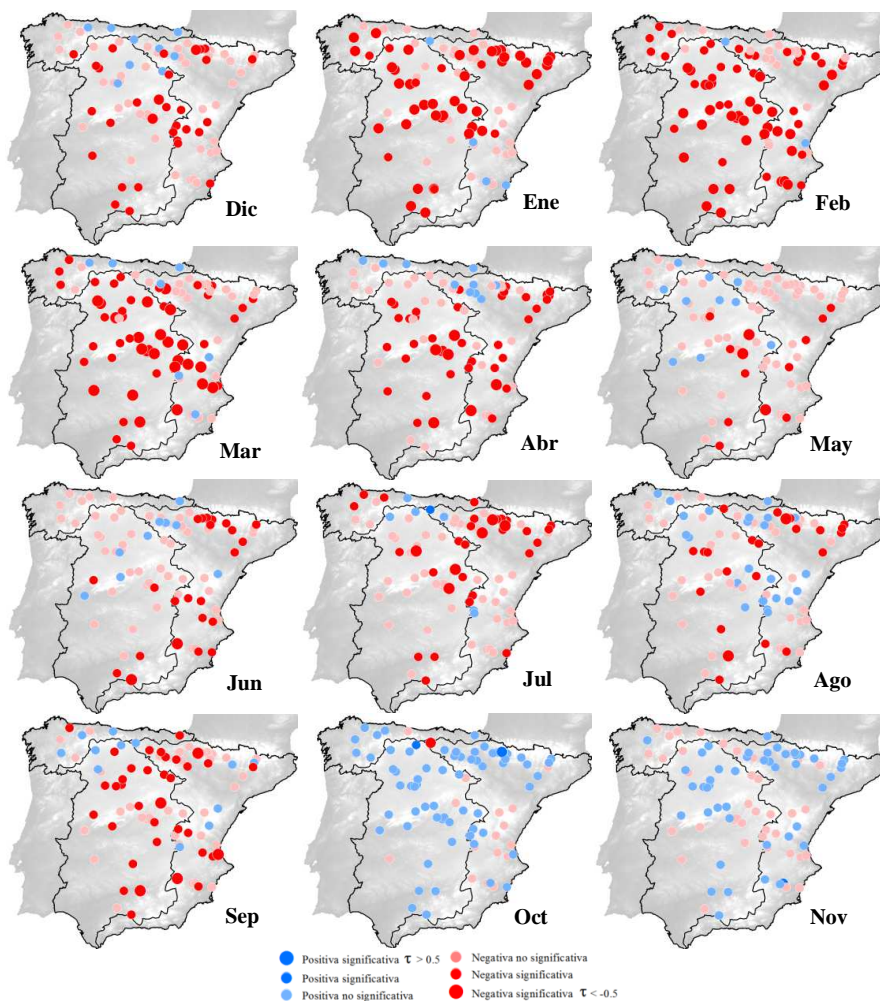


Figura 6-16. Distribución espacial del coeficiente de correlación de Kendall tau (τ) entre las crecidas mensuales y el NAOw para el 95% de nivel de confianza.

En la Figura 6-17 se presentan los mapas con la distribución espacial del coeficiente de correlación de Kendall tau como resultado del análisis entre las series decrecidas mensuales y el AOW. A la luz de resultados obtenidos, los cuales se plasman en los mapas, se pueden apreciar las correlaciones altamente significativas que se presentan en los meses invernales de diciembre a febrero en estaciones distribuidas dentro de las tres regiones de estudio. Correlaciones significativas se mantienen también durante los meses de marzo y abril para las 3 regiones. Al igual que los resultados reportados con el NAOw, las correlaciones se presentan débiles no significativas en estaciones cercanas a las costas de las regiones Norte y Mediterránea. Un decremento importante en las correlaciones se presenta en los meses de mayo a julio, donde solo correlaciones poco significativas se observan en estaciones localizadas en zonas de montaña de las regiones Central y Mediterránea. La influencia en los meses de otoño mantiene en general el mismo patrón espacial, sin embargo, las correlaciones decrecen en estaciones localizadas en la región

Mediterránea. Una débil persistencia en la influencia en estos meses se presenta con series de crecidas localizada en la región Norte, donde las correlaciones resultan poco significativas o directamente no significativas.

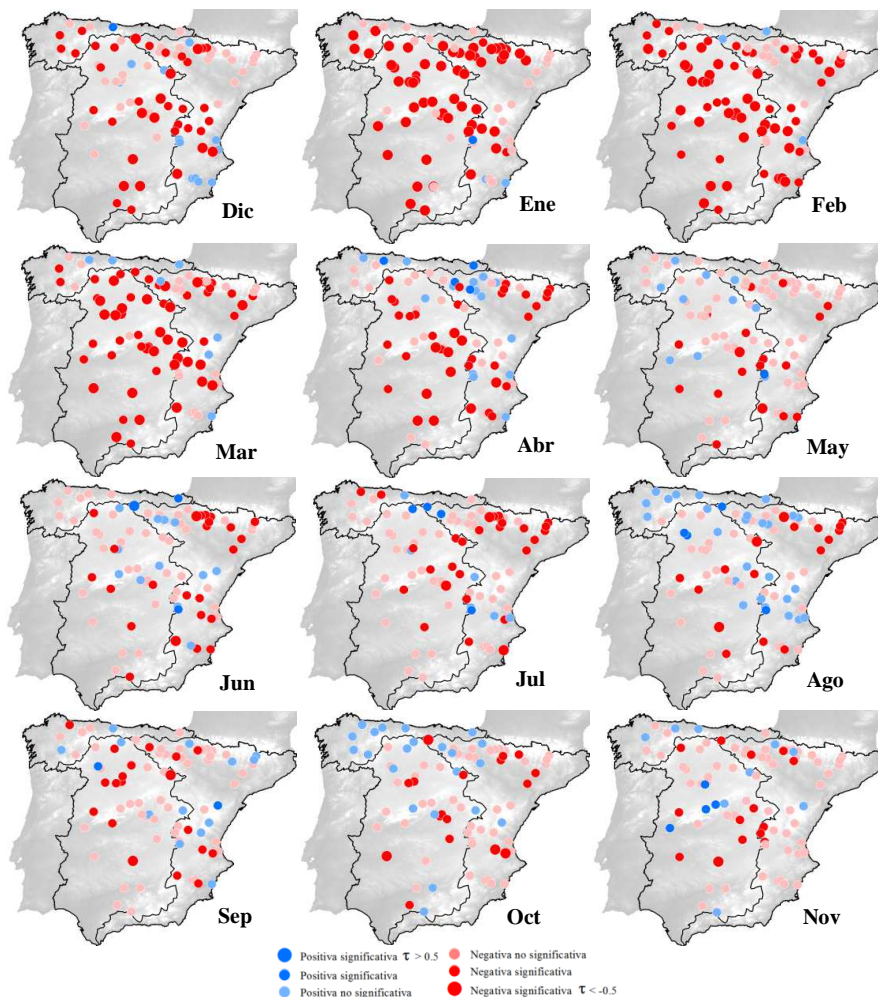


Figura 6-17. Distribución espacial del coeficiente de correlación de Kendall tau (τ) entre las crecidas mensuales y el AOw para el 95% de nivel de confianza.

En la Figura 6-18 se muestra la correlación entre las series de crecidas mensuales y el MOw. El análisis de correlación entre las condiciones de la MO en los meses invernales con el régimen de crecidas en los meses subsiguientes, presenta patrones espaciales en la correlación similares a los observados con los índices invernales de la AO y la NAO. Analizando los mapas de correlación se identifican altas correlaciones estadísticamente significativas en estaciones de aforo ubicadas a lo largo de las 3 regiones de estudio en los meses de diciembre a febrero. Durante estos meses se pueden resaltar las correlaciones significativas con series de crecidas de la región Central, así como con series localizadas en la frontera en la confederación del Júcar y en la vertiente de la cordillera Pirenaica en la región Mediterránea. Una baja correlación durante estos meses se observa con series de la región Norte, con excepción pocas series en la confederación Miño-Sil. Un

remanente en la influencia de la MO se aprecia en el mes de marzo, donde altas correlaciones se identifica con series de la región Central, así como con pocas series enclavadas en las confederaciones Ebro y Júcar en la región Mediterránea. Una más débil influencia se observa en los meses de abril y mayo, donde se destaca la presencia de correlaciones significativas con series de la región Central. Durante los meses de verano las correlaciones decrecen en la región Central, presentándose solo un pequeño número de estaciones con correlación significativa. No obstante, correlaciones significativas durante estos meses se pueden apreciar en un importante número de estaciones de aforo ubicadas en el entorno de la confederación del Ebro. Para el mes de septiembre se destaca el incremento en la magnitud de las correlaciones, presentándose particularmente significativas en estaciones de la región Central y Mediterránea. Por otro lado, durante los meses de octubre y noviembre la influencia decrece, dando lugar a bajas correlaciones no significativas a lo largo de las 3 regiones.

Por último, en la Figura 6-19 se presentan los mapas de correlación producto del análisis de persistencia de la influencia de las condiciones de la WeMO durante los meses de invierno en el comportamiento de los regímenes de crecidas mensuales. La inspección de los mapas con la distribución espacial del coeficiente de correlación sugiere un patrón de correlaciones de signo positivo, así mismo apunta a una débil persistencia en la influencia de este patrón de variabilidad climática en las crecidas mensuales a lo largo del año. También con base en la Figura 6-19, se pueden destacar correlaciones positivas significativas durante los meses de octubre a abril. Dichas correlaciones se identifican principalmente con series de crecidas en la vertiente de las cordilleras Cantábrica, Ibérica y Pirenaica en la región Mediterránea. Correlaciones positivas significativas se pueden observar también durante los meses de noviembre a febrero con series de la región Norte. Un patrón generalizado de correlaciones no significativas son las que se aprecian durante los meses de mayo a septiembre, lo cual sugiere una débil influencia de las condiciones de la WeMO durante los meses invernales en las crecidas mensuales a lo largo del año.

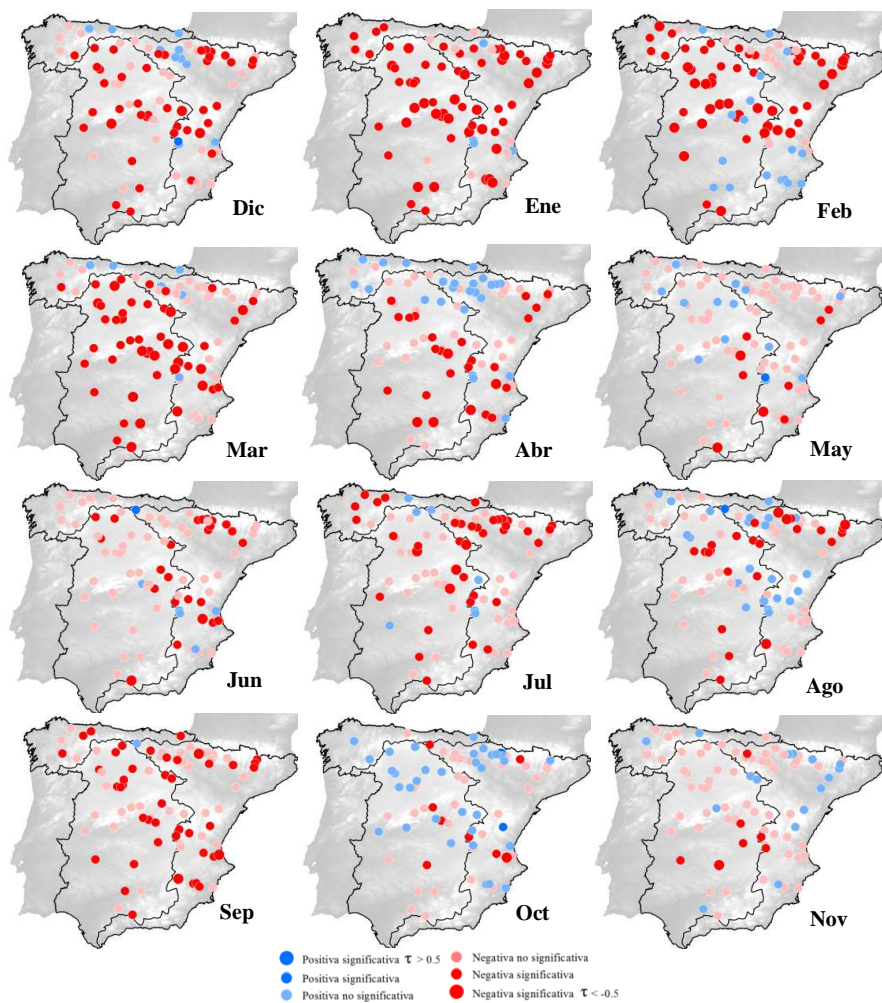


Figura 6-18. Distribución espacial del coeficiente de correlación de Kendall tau (τ) entre las crecidas mensuales y el MOw para el 95% de nivel de confianza.

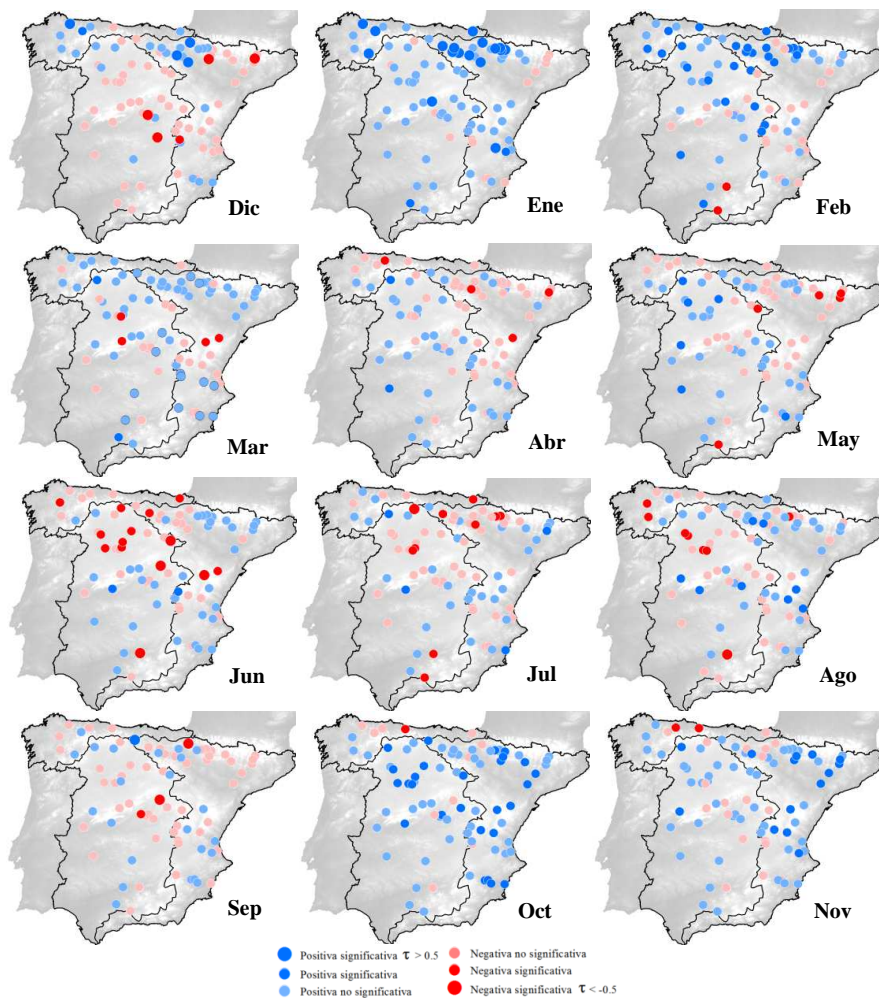


Figura 6-19. Distribución espacial del coeficiente de correlación de Kendall tau (τ) entre las crecidas mensuales y el WeMOw para el 95% de nivel de confianza.

6.3.4 Análisis de la influencia de las fases extremas en las variables macroclimáticas en los regímenes de crecidas

En este apartado se evalúa la influencia de los episodios extremos en las variables macroclimáticas en el comportamiento de los regímenes de crecidas. Para ello, se definieron las fases extremas positiva y negativa a partir de los registros de los índices invernales de las variables macroclimáticas (AOw, MOw, NAOw y WeMOw), mientras que en el caso del índice Niño 3.4 se consideró el periodo junio-septiembre del año hidrológico anterior.

Para la definición de las fases extremas positivas y negativas de las variables macroclimáticas el procedimiento fue el siguiente: se calcularon las medias y desviaciones estándar de las variables macroclimáticas. Posteriormente, se establecieron umbrales de acuerdo a lo recomendado por Muñoz-Díaz y Rodrigo (2004), que consistieron en definir años extremos positivos aquellos en los cuales los valores de los índices eran mayor de la media más una desviación estándar; y años extremos negativos cuando el índice era menor que la media menos una desviación estándar.

En la Tabla 6-3 se muestran los años hidrológicos en que de acuerdo a los umbrales establecidos, se definieron como años con episodios extremos positivos y/o negativos.

	Episodios extremos positivos	Episodios extremos negativos
NAO	1956, 1960, 1966, 1972, 1974, 1982, 1988, 1989, 1991, 1992, 1993, 1994, 1999,	1962, 1964, 1968, 1976, 1978, 1995
AO	1972, 1974, 1975, 1988, 1989, 1991, 1992, 1994, 1999	1959, 1962, 1965, 1968, 1969, 1976, 1985, 2000
MO	1956, 1960, 1961, 1974, 1980, 1982, 1988, 1991, 1993, 1994, 1999, 2006, 2007	1954, 1955, 1962, 1968, 1971, 1976, 1977, 1978, 1995, 1996
WeMO	1959, 1960, 1965, 1969, 1982, 1983, 1993, 1994	1963, 1971, 1975, 1989, 1990, 1991, 1992, 1995, 1996, 1997, 2007
ENOS	1959, 1965, 1972, 1982, 1987, 1991, 1997, 2002	1954, 1955, 1964, 1973, 1975, 1988, 1998, 1999, 2007

Tabla 6-3. Clasificación de los episodios extremos positivos y negativos en los índices de las variables macroclimáticas.

Una vez se identificaron los años en que las variables macroclimáticas experimentan las fases extremas positivas y negativas, se procedió a determinar las anomalías en las crecidas mensuales asumiendo los años de los episodios extremos. Los resultados se promediaron para cada región, diferenciando entre las anomalías producto de las fases positivas y fases negativas. Con el objetivo de poder cuantificar estadísticamente en qué meses se presentaban diferencias significativas entre las medias de las anomalías positivas y negativas, se empleó el test de Wilcoxon-Mann Whitney. Este test está basado en el rango y en él no se asume una distribución normal a priori. Para su aplicación es necesario que las series cumplan con la característica de independencia. Dado que

nuestras anomalías están calculadas para cada mes para diferentes años, podemos asumir el supuesto de independencia en las series temporales de anomalías.

En la Figura 6-20 se sintetizan los resultados derivados del análisis de la influencia de las fases extremas de las NAO. En ella se muestran las anomalías obtenidas para cada mes promediadas para cada una de las tres regiones de estudio. Como se puede observar, las anomalías se dividen entre aquellas que se presentan durante las fases extremas positivas y las anomalías durante las fases extremas negativas del índice invernal. Analizando el comportamiento de las anomalías, se puede apreciar que generalmente las fases extremas positivas en la NAO, producen anomalías negativas en las crecidas a través del año, así como anomalías positivas se producen durante las fases extremas negativas (ver Figura 6-20). Estas anomalías resultan más importantes en la series de crecidas localizadas en la región Central y la región Mediterránea, aunque se pueden observar dichas anomalías a lo largo de toda la zona de estudio. Los resultados con el test de Wilcoxon-Mann Whitney muestran que es principalmente durante los meses de invierno y primavera, donde se presentan las diferencias más significativas entre las medias de las anomalías positivas y negativas.

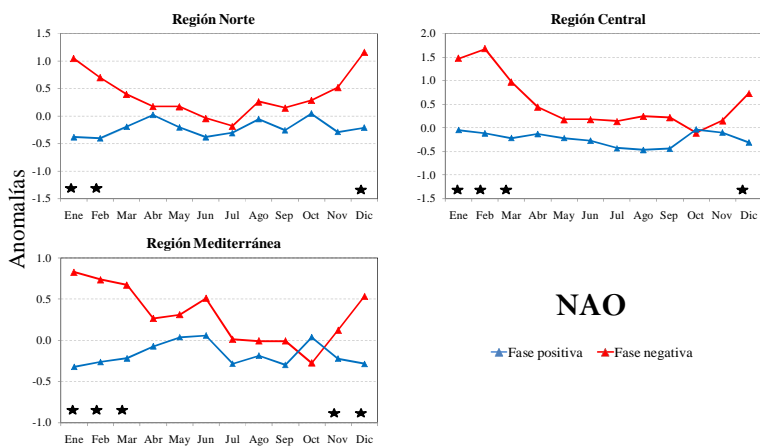


Figura 6-20. Anomalías registradas durante las fases extremas negativas y positivas de la NAO. Los triángulos representan las anomalías promedio registradas para cada región. Las estrellas definen aquellos meses en los que se identificaron diferencias significativas entre las medias de las anomalías.

La respuesta de las crecidas mensuales a las fases extremas de la AO, muestra que generalmente las fases extremas negativas tienden a generar anomalías positivas en la mayoría de las estaciones de aforo a través de las tres regiones de estudio (ver Figura 6-21). Por el contrario, las anomalías negativas se presentan durante las fases extremas positivas. La inspección de la Figura 6-21 nos permite sugerir una mayor sensibilidad en la respuesta en un alto porcentaje en estaciones de la región Central, estaciones de la región Norte y estaciones de montaña de la región Mediterránea, a las fases extremas de la AO. Los resultados revelan que es durante los meses de invierno y primavera, en los cuales se presenta una diferencia estadísticamente significativa entre las anomalías promedio en las tres regiones. Se puede apreciar que la magnitud de las anomalías resultan mayores en la región Central, mientras que valores más bajos se evidencian en la región Norte y Mediterránea. Es importante destacar la persistencia en las anomalías

observadas durante los primeros meses de verano en las regiones Central y en menor magnitud en la región Mediterránea.

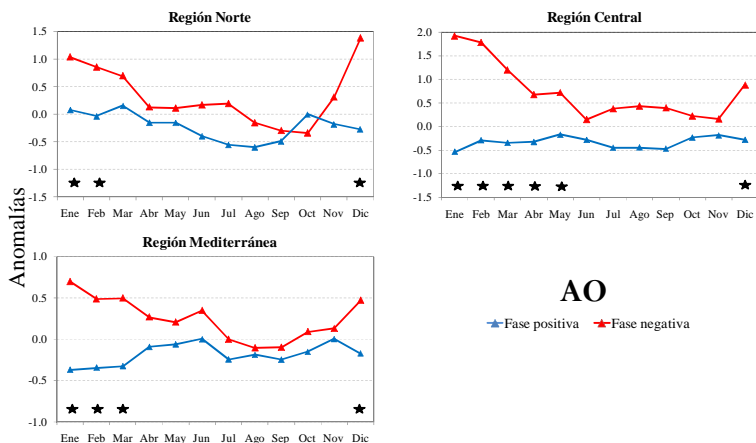


Figura 6-21. Igual que la Figura 6-20 solo que para la AO.

La evaluación de la sensibilidad en la respuesta en el régimen de crecidas a las fases extremas de la MO, muestra que es en las regiones Central y Mediterránea durante los meses de invierno y primavera donde se puede apreciar una importante sensibilidad a la señal de la MO (ver Figura 6-22). Aunque más débil, una respuesta importante también se presenta durante los meses de enero y febrero con series de crecidas de la región Norte. Las anomalías obtenidas exhiben de manera general en las tres regiones que durante las fases extremas negativas de la MO las crecidas experimentan anomalías positivas, mientras que durante las fases extremas positivas se producen anomalías negativas (ver Figura 6-22). Como se puede observar en la Figura 6-22 las anomalías significativas en la región Norte se identifican en el mes de febrero, mientras en la región Central durante los meses de enero a marzo y en la región Mediterránea durante los meses de enero a marzo.

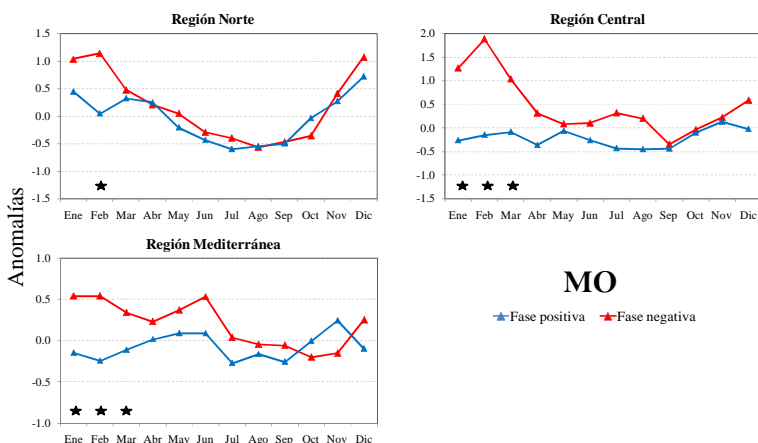


Figura 6-22. Igual que la Figura 6-20 solo que para la MO.

En lo que respecta a las fases extremas de la WeMO, se observa en general una menor sensibilidad en las anomalías de las crecidas de la España peninsular a este patrón de baja frecuencia. En la Figura 6-23 se resumen los resultados observados en la evaluación de las anomalías durante las fases extremas de la WeMO. Se puede apreciar una respuesta diferente en los regímenes de crecidas respecto al observado con las fases extremas de la AO, MO y NAO. Estos resultados resultan coherentes a los observados en los signos de las correlaciones en los apartados previos. Anomalías significativas en el régimen de crecidas en estaciones de aforo de la región Norte se observa durante los meses de diciembre a febrero; estas anomalías resultan positivas durante las fases extremas positivas de la WeMO, mientras que anomalías negativas se presentaron durante las fases extremas negativas. En estaciones de aforo en la región Central, no se aprecian diferencias significativas en las anomalías, solamente en el mes de enero se puede observar una diferencia significativa en las anomalías, sin poder establecer una clara respuesta a las fases extremas de la WeMO. Por otro lado, las anomalías encontradas en la región Mediterránea exhiben diferencias significativas durante los meses de octubre a febrero con la excepción del mes de diciembre, donde dichas anomalías se presentan principalmente en series de crecidas localizadas en la confederación del Ebro, en las cuales se aprecia la presencia de anomalías positivas durante las fases positivas de la WeMO.

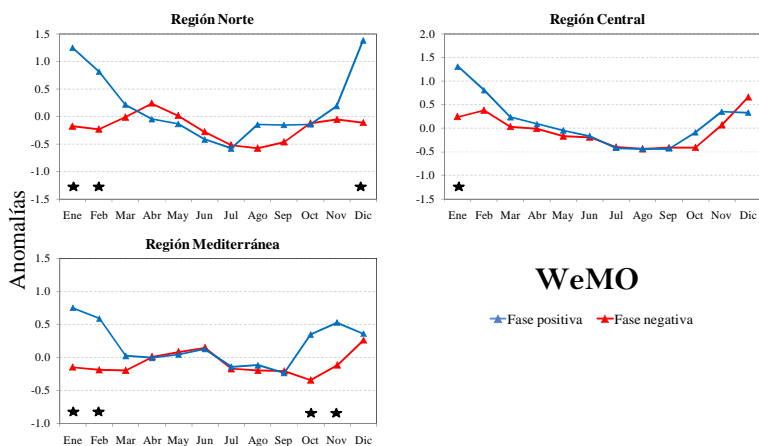


Figura 6-23. Igual que la Figura 6-20 solo que para la WeMO.

Por último, en la Figura 6-24 se muestran las anomalías en las series de crecidas asociadas a las fases positivas y negativas del ENSO. El análisis sugiere que anomalías positivas se producen durante las fases positivas del ENSO, mientras que anomalías negativas se pueden presentar durante las fases negativas. Dichas anomalías se aprecian más importantes en la respuesta en estaciones de las regiones Mediterránea y Norte en los meses de noviembre y diciembre, donde los resultados con el test de Wilcoxon-Mann Whitney muestran que existe una diferencia significativa entre las anomalías negativas y positivas. Una diferencia significativa en las anomalías se pueden observar también durante los meses de diciembre a febrero en registro de crecidas en estaciones de aforo en la región Central. En general, la magnitud de las anomalías en la evaluación de la influencia de las fases extremas de ENSO en el régimen de crecidas en las estaciones de aforo de estudio exhibe una débil influencia.

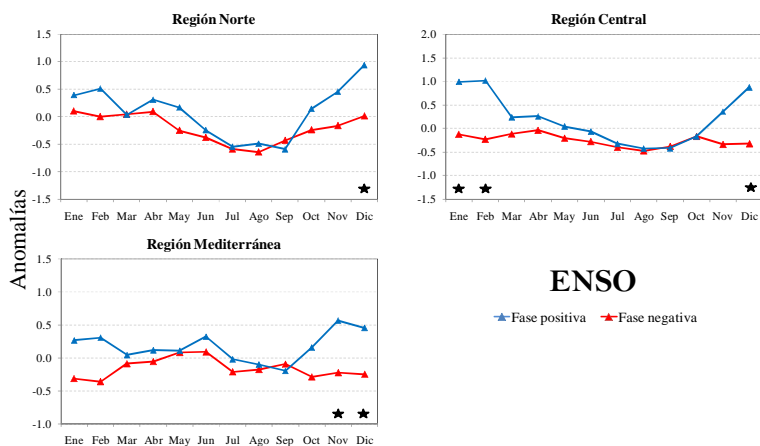


Figura 6-24. Igual que la Figura 6-20 solo que para la ENSO.

6.3.5 Análisis de Funciones Ortogonales Empíricas

El análisis FOEs se llevó a cabo considerando los siguientes grupos o conjuntos de variables: i) todas las series de crecidas anuales (Crecidas1), ii) las series de crecidas anuales en régimen natural y poco alterado (Crecidas2), iii) las series de crecidas anuales para cada una de las tres grandes regiones definidas (Crecidas 3-N, Crecidas 3-C y Crecidas 3-M) y iv) los índices invernales de las variables macroclimáticas y el índice promedio de junio a septiembre del Niño3.4 (V.M.).

6.3.5.1 Condiciones de aplicación

La aplicación del análisis de FOEs está basada en las asociaciones que experimenten las variables de estudio; por lo cual, es indispensable la presencia de multicolinealidad entre las variables. Esta condición ya se observó en los análisis exploratorios de la información, en los cuales se identificó un grado de correlación significativo entre el AOi, MOi y NAOi. En lo que respecta a las series de crecidas anuales, la Figura 6-25 presenta las matrices de correlación considerando todas las estaciones (panel izquierdo) y considerando solo las estaciones en régimen natural y poco alterado (panel derecho). Los resultados muestran la presencia de correlaciones significativas entre las series de crecidas, lo cual nos permite justificar la factibilidad de la aplicación del análisis FOEs.

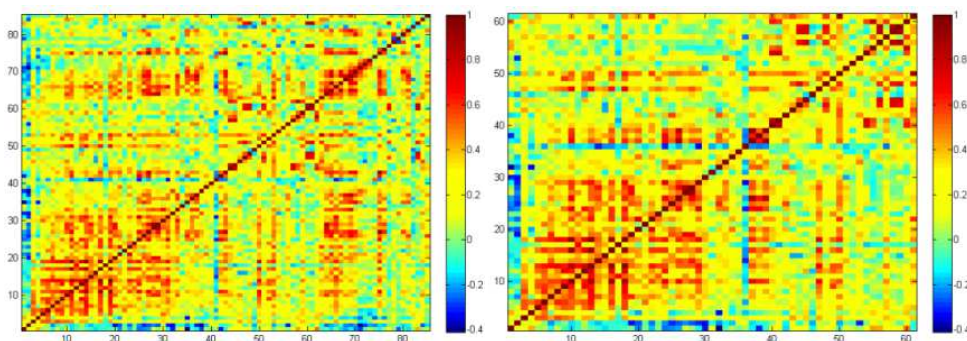


Figura 6-25. Matrices de correlación de las series de crecidas anuales (panel izquierdo: considerando todas las estaciones; panel derecho: considerando solo las estaciones en régimen natural y poco alterado).

Por otro lado, Charatterjee y Price (1991) sugieren una medida de la multicolinealidad global de las variables, basándose en el análisis de las componentes principales. En el cual definen el número de condición de multicolinealidad como:

$$C = \frac{\sqrt{\lambda_1}}{\sqrt{\lambda_n}} \tag{6.13}$$

donde λ_1 corresponde al primer autovalor de la matriz de correlación del conjunto de variables y λ_n corresponde al último autovalor. Basándose en las observaciones empíricas, estos autores definieron un umbral de $C=15$ como el valor crítico por encima del cual hay presencia de multicolinealidad. La Tabla 6-4 muestra los valores del coeficiente C obtenidos para los grupo definidos. Los resultados exhiben en 5 de ellos la presencia de una alta multicolinealidad, la cual resulta más importante en el grupo que considera las series de crecidas sin incorporar las estaciones en régimen muy alterado y el grupo de las series de crecidas de la región Central. Solo en el caso del grupo de las series de crecidas de la región Norte el valor de coeficiente C resulta menor del umbral mínimo de multicolinealidad. En general, estos resultados confirman la viabilidad de aplicación del análisis FOEs a los grupos definidos.

Conjunto	C	Conjunto	C
Crecidas 1	29.94	Crecidas 3-C	46.35
Crecidas 2	50.76	Crecidas 3-M	24.53
Crecidas 3-N	10.27	V.M.	22.36

Tabla 6-4. Medida de multicolinealidad con el factor C.

6.3.5.2 Análisis exploratorio

En la Figura 6-26 se presentan los autovalores del análisis FOEs para cada uno de los grupos, donde resulta evidente que la varianza decae rápidamente posterior al primer autovalor, y al mismo tiempo la función de autovalor decrece hasta alcanzar valores mínimos, representando una menor proporción de la varianza.

La Figura 6-27 muestra la varianza explicada por las CPs del análisis FOEs para cada grupo, donde se observa la alta varianza explicada por las primeras componentes y el posterior decaimiento. En la Tabla 6-5 se resumen los porcentajes de varianza explicada para cada grupo. Se puede apreciar de los gráficos de varianza explicada que se presentan puntos de ruptura estadística, los cuales nos permiten identificar el número de CP a retener. Los resultados muestran que la varianza explicada por la primera CP considerando las estaciones en conjunto (26.08% y 27.28%), presentan una varianza menor al de los grupos de las regiones Norte y Central (39.64% y 40.93%), solo en el caso del grupo de la región Mediterránea la varianza explicada resulta similar (25.31%), lo cual no proporciona un claro indicio de una mayor heterogeneidad en estas series que ya se había avisado en resultados previos. Una importante varianza explicada se observa de manera global en las 3 o 4 primeras CPs, con las cuales se explica una varianza acumulada en promedio del 63% en los casos de los grupos Crecidas 1 y 2 y del 71% para las crecidas para cada región. En el caso de las variables macroclimáticas, las 3 primeras CP explican 95.39% de la varianza total de las 5 variables. Estos resultados nos confirman los observados en análisis anteriores en los cuales se presentaban correlaciones

significativas entre los patrones de variabilidad climática de baja frecuencia de la AO, la MO y la NAO.

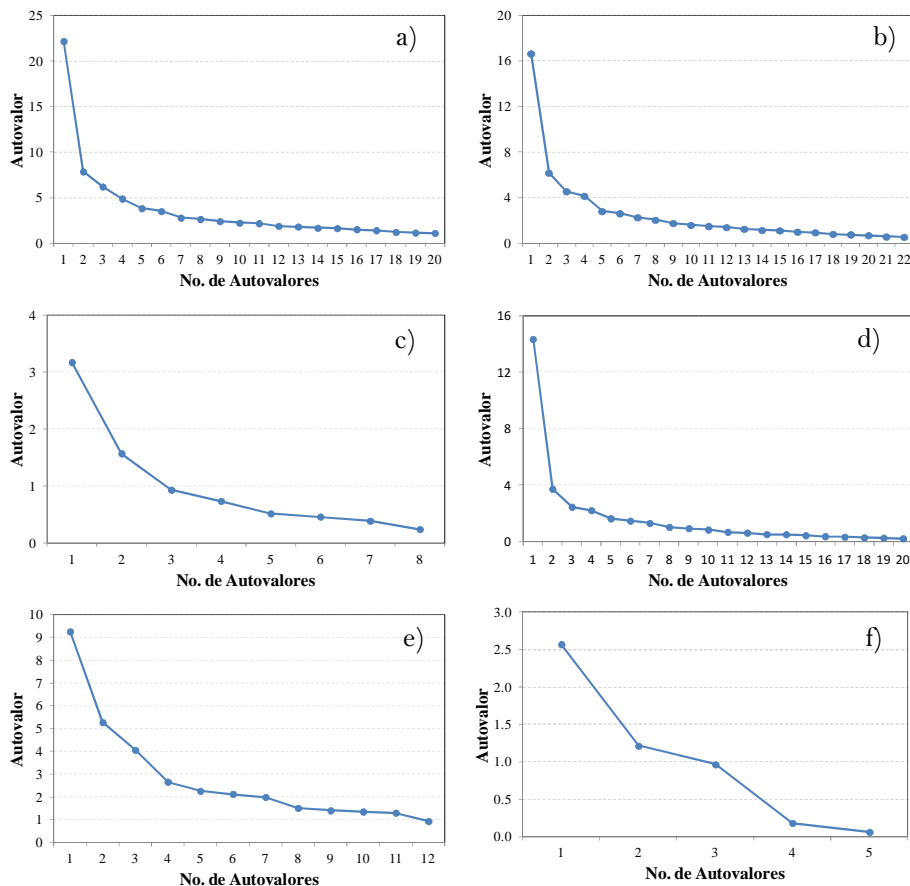
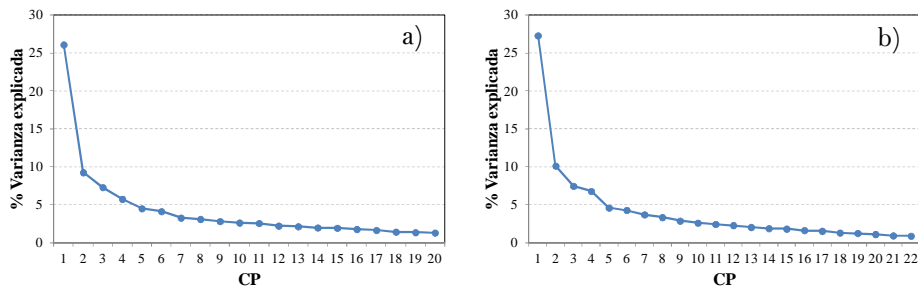


Figura 6-26. Autovalores del análisis de FOEs: a) Crecidas 1, b) Crecidas 2, c) Crecidas 3-N, d) Crecidas 3-C, e) Crecidas 3-M y f) VM.



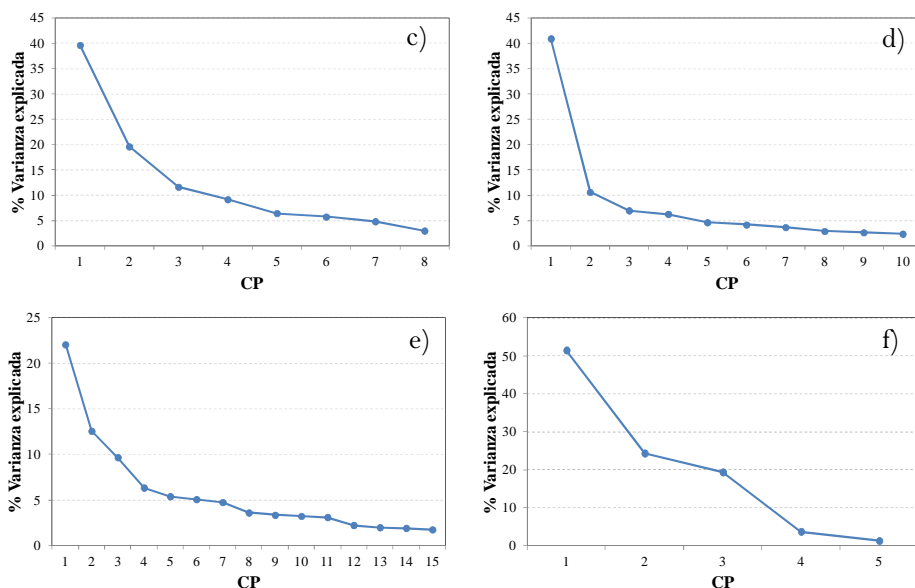


Figura 6-27. Varianza explicada para cada CP del análisis de FOES: a) Crecidas 1, b) Crecidas 2, c) Crecidas 3-N, d) Crecidas 3-C, e) Crecidas 3-M y f) VM.

CP	Crecidas1	Crecidas2	Crecidas 3-N	Crecidas 3-C	Crecidas 3-M	VM
1	26.08	27.28	39.64	40.94	25.31	51.47
2	9.25	10.11	19.61	10.60	15.53	26.29
3	7.29	7.45	11.61	6.96	7.36	17.63
4	5.74	6.78	9.16	6.27	6.76	3.32
5	4.50	4.59	6.42	4.62	5.64	1.28
6	4.12	4.28	5.72	4.16	5.25	----
7	3.27	3.70	4.82	3.66	4.21	----

Tabla 6-5. Varianza explicada por las CPs.

6.3.5.3 Selección de las componentes principales

Existen en la literatura diversos criterios para la selección del número de CPs a retener, en la cual el objetivo es separar aquellas físicamente relevantes de aquellas que no lo son. Los criterios seguidos en esta tesis fueron la prueba gráfica y la proporción de varianza explicada. En la prueba gráfica el objetivo es identificar puntos de ruptura en los gráficos de las CPs, mientras que el segundo criterio consiste en seleccionar un porcentaje de varianza explicada por las CPs, para el cual establecimos el 75%. La selección de las componentes principales en el método gráfico se llevó a cabo de acuerdo a lo sugerido por Castell and Jaspers(1967), los cuales sugieren que deben tomar todas las CPs antes de la ruptura en el gráfico CPs-%Varianza retenida y la primera del segundo grupo.

La Tabla 6-6 muestra los resultados de CPs significativas.

Grupo	Gráfico	75% Varianza
Crecidas 1	3	13
Crecidas 2	3	11
Crecidas 3-N	2	4
Crecidas 3-C	3	7
Crecidas 3-M	3	10
VM	3	2

Tabla 6-6. Resultados del número de CPs significativas.

De acuerdo a los resultados obtenidos en el cual en número de CPs resulta importante de acuerdo al umbral de varianza explicada, se decidió tomar las CPs del método gráfico como las CPs significativas. Es importante mencionar que en el caso de las variables macroclimáticas las 3 primeras CPs explican claramente su variabilidad; mientras en el caso de las series de crecidas la aplicación de otras técnicas pudiera proporcionar un número de CPs más óptimo. Sin embargo, dado que el interés es el poder disminuir la dimensionalidad de las variables macroclimáticas y en el caso de las series de crecidas analizar la influencia de las CPs de las variables macroclimáticas, daremos como validos los resultados obtenidos con estas pruebas.

6.3.5.4 Interpretación de las FOEs

La interpretación de las FOEs en ocasiones nos puede ayudar a comprender además de la presencia de asociación entre las variables de estudio, si la dinámica de los procesos de las variables de estudio se pueden representar en los planos de las FOEs. Esta interpretación se basa en construir los planos de las FOEs e identificar si las variables tienden agruparse para una varianza explicada, y si se sugiere un mecanismo físico para explicar dicha agrupación. Sin embargo, no siempre las FOES están vinculadas a un sentido físico o a un patrón consistente geográfico.

En la Figura 6-28 se presenta el plano de la FOE1 vs FOE2 (35% de varianza explicada) del análisis para el grupo Crecidas 1. El análisis del plano nos permite observar que todas las estaciones de aforo se agrupan en valores positivos de la FOE1, no obstante, se puede distinguir que las estaciones de la región Central se agrupan en valores más positivos. Revisando el comportamiento en el eje de la FOE2, se puede apreciar que unas estaciones se presentan con pesos positivos y otras con pesos negativos. Se puede identificar que las estaciones de aforo en las que se presenta un régimen alterado se agrupan en valores negativos, mientras que las estaciones que presentan régimen natural se presenta con valores positivos.

La construcción del plano de la FOE1 vs FOE3 (ver Figura 6-29), permite identificar que en la FOE3 las estaciones de la de la región Mediterránea se presentan con pesos positivos, mientras que las estaciones de la región Central y Norte tienden agruparse con pesos negativos o con pesos nulos. Estos resultados sugieren el posible efecto de las barreras orográficas en explicar la distribución de las estaciones para el plano, ya que en las regiones Central y Norte el régimen de crecidas presenta un comportamiento similar.

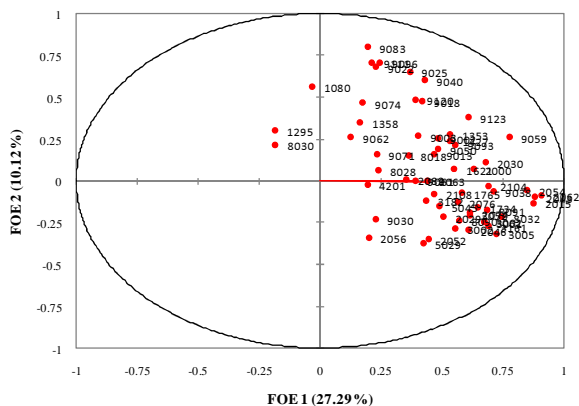


Figura 6-30. FOE 1 vs FOE 2 pertenecientes al grupo Crecidas 2.

Una vez analizadas las FOEs en los dos primeros grupos, en los cuales el análisis se abordó considerando las series de crecidas anuales en conjunto, en este punto se analizan las FOEs resultantes para cada una de las regiones arbitrarias establecidas en este estudio. En una primera parte analizaremos el grupo Crecidas 3-N, el cual concentra las estaciones de aforo en la región Norte (Ver Figura 6-31). La interpretación gráfica del plano FOE1 vs FOE2 nos permite identificar básicamente la agrupación de las estaciones localizadas cerca de la costa en la confederación Cantábrica, estas se agrupan con valores positivo tanto en la FOE1 como en la FOE2. Por otro lado, las series de crecidas ubicadas en la confederación Miño-Sil (oeste de región Norte) se agrupan con altos valores positivos en la FOE1 y nulos en la FOE2. Esto puede explicar el por qué de los resultados al evaluar las correlaciones, e identificar una mayor correlación en estaciones de la confederación Miño-Sil con los patrones de baja frecuencia de la AO, la MO y la NAO, mientras que en las estaciones cercanas a la costa de la región Norte estas se presentaban más significativas con la WeMO.

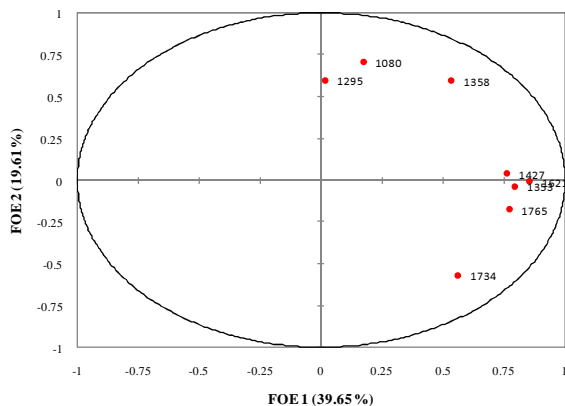


Figura 6-31. FOE 1 vs FOE 2 pertenecientes al grupo Crecidas 3-N.

En la Figura 6-32 se muestra el plano de la FOE1vs FOE2 (51% de varianza explicada) para el grupo de las series de crecidas en la región Central. Analizando la agrupación de las estaciones en el plano nos permite observar que todas las estaciones tienden a presentar pesos positivos con la FOE1. La distribución de las estaciones en la

FOE2 presenta series con pesos positivos y pesos negativos. En estos resultados no se identifica un patrón espacial definido: solo se identifica que estaciones de aforo muy alterado presentan pesos negativos, mientras que pesos positivos se sugieren en estaciones bajo régimen natural o poco alterado.

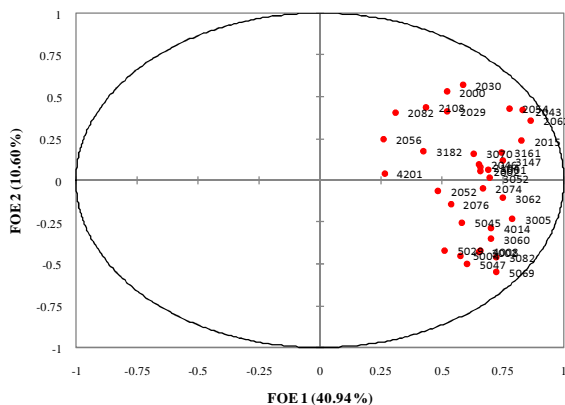


Figura 6-32. FOE 1 vs FOE 2 pertenecientes al grupo Crecidas 3-C.

La Figura 6-33 muestra los gráficos de la FOE1 vs FOE2 y la FOE1 vs FOE3 para las estaciones de aforo del grupo Crecidas 3-M. En el primer plano en general no se identifican patrones espaciales definidos. Sin embargo, se puede identificar un grupo de estaciones con pesos positivos en la FOE1 y positivos en la FOE2. Estas estaciones se localizan en el norte de la región Mediterránea, específicamente en la vertiente de la cordillera Pirenaica en la confederación del Ebro. Otro pequeño grupo que se identifica es el de estaciones ubicadas en la zona de montaña del interior de la confederación del Júcar, donde estas presentan pesos negativos importantes en la FOE2, así como pesos positivos en la FOE1. Por otro lado, en el plano de la FOE1 vs FOE3 se distingue que las estaciones tienden agruparse de acuerdo a su ubicación geográfica: estaciones localizadas en la confederación del Ebro al norte de la región Mediterránea se ubican con pesos positivos en la FOE1 y positivos en la FOE3, mientras que estaciones localizadas en la confederación del Segura y Júcar se tienden a ubicar con pesos negativos en la FOE1 y negativos en la FOE3. Se distingue en este último plano que las estaciones con un alto grado de regulación en la región Mediterránea tienden a agruparse con valores negativos más altos en la FOE3.

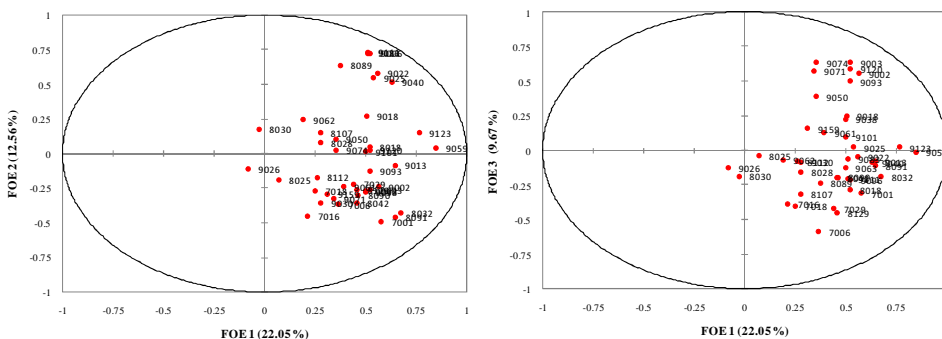


Figura 6-33. FOE 1 vs FOE 2 (panel derecho) y FOE 1 vs FOE 3 (panel izquierdo) pertenecientes al grupo Crecidas 3-M.

Es importante mencionar que no se analizan más pares de FOEs, ya que no se tiene una varianza explicada significativa más allá de las 3 primeras componentes. En el caso de los grupos de crecidas analizadas, se observa que en su mayoría con las 2 o 3 primeras componentes es suficiente para resumir la mayor parte de la información. Resulta evidente en este análisis, que en algunos casos las FOEs no tienen asociación a un patrón espacial determinado; lo anterior era de esperar ya que a diferencia de patrones que se identifican en series de precipitación, esta es una información puntual, mientras que los caudales resumen el comportamiento de un área. A esto hay que añadir otros factores que afectan el régimen de caudales que dificultan que las FOEs puedan asociarse a patrones espaciales.

La Figura 6-34 presenta los gráficos de las FOEs para las variables macroclimáticas. En general, se puede observar la marcada asociación entre los índices invernales de las variables atmosféricas de la AO, la MO y la NAO: analizando los planos se aprecia que estas variables tienden a posicionarse con pesos positivos altos en la FOE1. Por otro lado, los índices de las variables macroclimáticas de la WeMO y Niño3.4 se presentan dispersas de este grupo. Se puede apreciar de los gráficos que el índice invernal de la WeMO manifiesta pesos positivos altos en la FOE2, mientras que el índice Niño3.4 valores positivos significativos en la FOE3. Estos resultados demuestran que es factible la reducción en la dimensionalidad de las variables macroclimáticas reteniendo en las 3 primeras componentes el 95.39% de la varianza total de las 5 variables macroclimáticas.

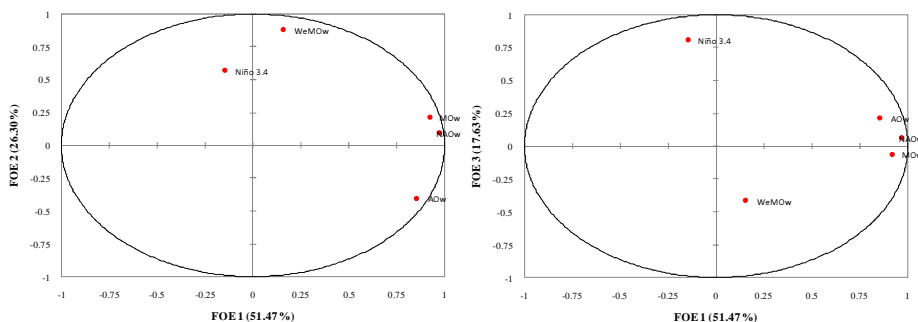


Figura 6-34. Resultados de las FOEs para las variables macroclimáticas: panel derecho FOE1 vs FOE3; panel izquierdo FOE1 vs FOE2.

6.3.5.5 Componentes principales

Las series de las CPs poseen una gran capacidad de sintetizar la evolución temporal de un conjunto de datos, como ejemplo analizamos las CPs obtenidas del análisis con el grupo Crecidas 2 y el grupo de las variable macroclimáticas.

La Figura 6-35 muestra las series de las 3 primeras componentes retenidas (44.84% de la varianza) del grupo definido como Crecidas 2, el cual contiene la totalidad de la series con excepción de las series en régimen muy alterado. Así mismo, en la Figura 6-36 se exhiben las 3 componentes principales retenidas (95.39% de la varianza) en las variables macroclimáticas. Las graficas de las CPs del grupo de crecidas nos permiten observar que el patrón dominante en la evolución interanual de las crecidas está marcado por el observado principalmente en la región Central, el cual representa el 26% de la varianza total. La gráfica de las CPs de las variables macroclimáticas nos permite identificar que la CP1 resume la variabilidad de los índices invernales AOW, MOw y NAOw, pudiéndose

apreciar sus períodos de eventos extremos. Para el caso de la CP2, en esta se identifica que esta componente caracteriza la evolución temporal del índice WeMOw, mientras que la CP3 describe la variabilidad exhibida en el índice Niño 3.4.

Analizando la posible asociación entre las CPs, podemos apreciar que la CP1 del grupo Crecidas-2 (la cual explica la mayor variabilidad de los regímenes de crecidas en la región Central) presenta valores máximos positivos entre los periodos de 1960-1970 y 1995-2003, así como valores máximos negativos entre 1975-1995. Analizando los periodos identificados, podemos observar que los periodos de mayor magnitud en las fluctuaciones de la CP1 coinciden con un periodo de fase más negativa que se han identificado en las fluctuaciones de la CP1 (ver Figura 6-36) de los patrones de baja frecuencia de la AO, la NAO y MO, mientras que los periodos de menor magnitud en las fluctuaciones en la CP1 sugieren corresponderse con los periodos de fases más positivas. Un menor vínculo es el que se puede identificar en las CPs de menor varianza explicada, tanto para el caso del grupo de crecidas como de las variable macroclimáticas, lo cual demuestra la fuerte influencia que ejercen los patrones de baja frecuencia de la AO, la NAO y MO en los regímenes de crecidas, así como la más débil influencia exhibida por la WeMO y el ENSO

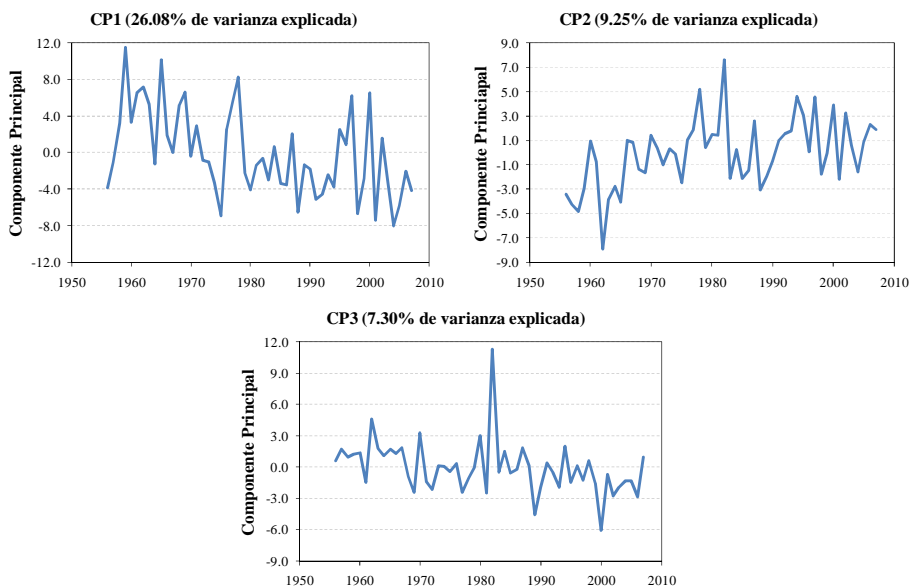
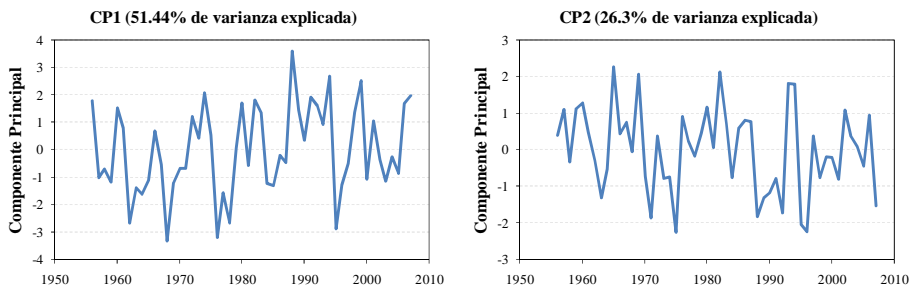


Figura 6-35. Componentes principales del análisis FOES para el grupo de estaciones Crecidas 1.



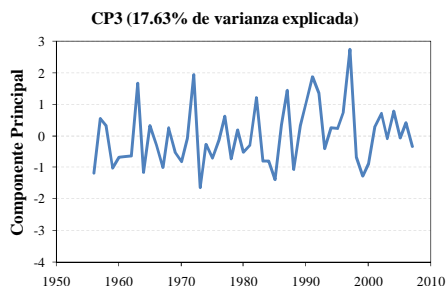


Figura 6-36. Componentes principales del análisis FOES para el grupo de variables macroclimáticas.

6.3.5.6 Análisis de correlación entre las componentes principales y las variables macroclimáticas para el periodo invernal

Sin duda, una de las grandes ventajas del análisis de FOEs consiste en permitir manejar una importante cantidad de datos resumiendo la variabilidad en las primeras CPs, en las cuales se representan los mayores porcentajes de varianza total de las variables que se estudian.

En este apartado, una vez definidas las componentes significativas extraídas del análisis FOEs, tanto para los grupos de crecidas como de las variables macroclimáticas, se calcularon las correlaciones entre las CPs. La Tabla 6-7 resume las correlaciones entre las 3 primeras CPs de las variables macroclimáticas y las 3 primeras CPs de los grupos en los cuales se consideraron las series de crecidas en conjunto. Se pueden identificar correlaciones significativas para el 95% de nivel de confianza, solamente en los casos de las primeras componentes principales. Estos resultados confirman la importante asociación entre las crecidas anuales en las regiones de estudio y las variables macroclimáticas de la AO, la MO y la NAO. Como se aprecia en la misma tabla las correlaciones para las demás componentes se presentan poco significativas o no significativas.

		Crecidas 1			Crecidas2		
		CP1	CP2	CP3	CP1	CP2	CP3
V.M.	CP1	-0.592	0.117	0.086	-0.560	0.209	0.153
	CP2	0.271	0.163	0.219	0.266	0.275	0.042
	CP3	0.039	0.235	0.015	0.096	0.122	0.052

Tabla 6-7. Correlaciones entre las CP de las variables macroclimáticas y las CP de los grupos de estaciones Crecidas 1 y Crecidas 2.

La Tabla 6-8 presenta las correlaciones entre las 3 primeras CPs de las variables macroclimáticas y las correspondientes de las series agrupadas para cada región. Para el caso de las series de crecidas en la región Norte, la CP1 presenta correlación significativa con la CP2 de la variables macroclimáticas, la cual explica la variabilidad del índice WeMow. Correlación significativa en las CPs de esta región se aprecian también entre la CP2 del grupo de crecidas y la CP1 de las variables macroclimáticas, lo cual condensa la variabilidad de los índices AOW, MOW y NAOw. En el caso del grupo de series de crecidas en la región Central, correlaciones significativas solo se aprecian entre las primeras componentes de las series de crecidas y las variables macroclimáticas, lo cual era de esperarse ante el importante vínculo entre los índices AOW, MOW y NAOw y las

crecidas anuales en esta región y la débil correlación observada en análisis previos con la WeMO y el ENSO. Finalmente, las correlaciones obtenidas con las CPs de las series de crecidas en la región Mediterránea, podemos mencionar que estas resultan al evaluar la correlación entre las 2 primeras CP de las variables macroclimáticas con la CP1 del grupo de crecidas, así mismo correlación significativa también se identifica entre la CP1 de las variables macroclimáticas y la CP2 de las series de crecidas.

		Crecidas 3-N		Crecidas 3-C			Crecidas 3-M		
		CP1	CP2	CP1	CP2	CP2	CP1	CP2	CP3
V.M.	CP1	0.270	-0.310	-0.597	0.063	0.121	-0.441	0.320	0.128
	CP2	0.393	0.049	0.197	0.018	0.078	0.372	0.027	0.098
	CP3	-0.054	0.209	0.063	0.250	-0.076	0.079	0.221	0.041

Tabla 6-8. Correlaciones entre las CP de las variables macroclimáticas y las CP de los grupos de estaciones de las 3 regiones.

En la Figura 6-37 se encuentran los mapas de distribución del coeficiente de correlación de Kendall tau entre las CPs extraídas del análisis de varianza de las variables macroclimáticas invernales y cada una de las series de crecidas máximas anuales originales. Se puede apreciar que altas correlaciones solo aparecen para los casos de las primeras dos componentes de las variables macroclimáticas (CP1 y CP2). Es evidente la mayor extensión espacial en la influencia de la CP1, la cual presenta correlaciones negativas significativas en estaciones de aforo a lo largo de las tres regiones, con decaimiento en las correlaciones en las costas de las regiones Central y Mediterránea. Una menor extensión espacial es la observada en la evaluación de las correlaciones con la CP2, donde esta se presenta en las estaciones localizadas en las vertientes del Sistema Ibérico y la Cordillera Pirenaica en la confederación del Ebro al norte de la región Mediterránea. También correlaciones significativa se identificaron con las series de crecidas en estaciones de la confederación Miño-Sil en la región Norte. Una muy débil influencia es la observada en la evaluación de la correlación entre las series temporales de crecidas anuales con la CP3 de las variables macroclimáticas.

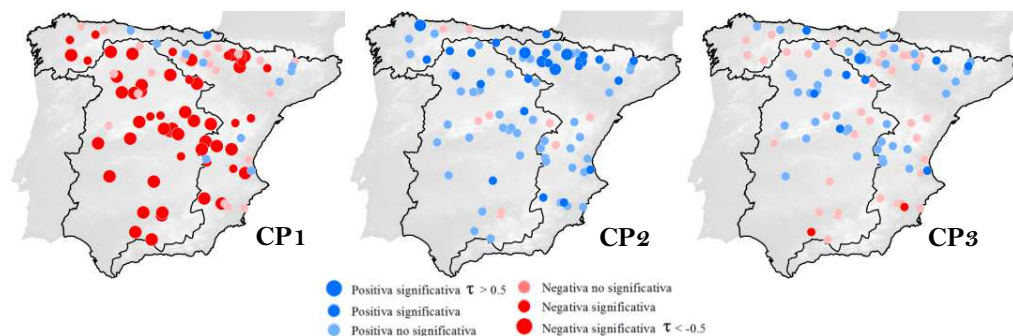


Figura 6-37. Distribución espacial del coeficiente de correlación de Kendall tau (τ) entre las series de crecidas anuales y las CPs de los índices invernales de las variables macroclimáticas.

6.3.6 Análisis de correlación no estacionario

Con el objetivo de poder evaluar la influencia no estacionaria de los patrones de baja frecuencia de mayor impacto en los regímenes de crecidas en la España peninsular, se llevó a cabo un análisis no estacionario basado en el uso de ventanas móviles de correlación (coeficiente de correlación de Kendall tau). El análisis se abordó considerando la CP1 extraída del análisis FOES de los índices de las variables macroclimáticas, la cual sintetiza el comportamiento de los 3 patrones de baja frecuencia (la AO, la NAO y la MO) que parecen ejercer el mayor impacto en la evolución temporal de los regímenes de crecidas. Así, en un primer paso se obtuvieron las correlaciones de ventana móvil entre las series temporales de crecidas anuales y la CP1, donde la ventana considerada fue de 15 años. El resultado del primer cálculo (1952-1966) fue asignado a la mitad del intervalo (1959). El segundo cálculo se basa en el periodo 1957-1967, repitiendo el proceso hasta el periodo 1993-2007.

Una vez obtenidos los diagramas temporales de correlación entre la CP1 y las series temporales de crecidas anuales, se aplicó análisis FOES a los patrones de correlación observados para sintetizar el análisis y poder extraer los patrones dominantes de correlación en la evaluación de la influencia de los patrones de baja frecuencia en los regímenes de crecidas. Así, una vez retenidas las componentes con la mayor varianza, se procedió a calcular las correlaciones entre las componentes retenidas y las correlaciones con ventana móvil originales. Lo anterior nos permitió resumir en mapas de correlación los resultados obtenidos en el análisis.

La Figura 6-38 muestra los resultados obtenidos al retener las primeras 3 componentes principales que representan el 64% de la varianza de los patrones de correlación, donde en el lado izquierdo se presentan la evolución temporal de las tres componentes principales y en el lado derecho las correlaciones entre las componentes principales y las series de correlación de ventana móvil obtenidas para cada estación de aforo. La primera componente que explica el 36% de la varianza, está caracterizada por una débil influencia de los patrones de baja frecuencia en los regímenes de crecidas durante el periodo de 1960-1965. Una evidente intensificación en la respuesta es la observada durante el periodo de 1965-2000, en el cual se puede ver la mayor influencia de los patrones de baja frecuencia en el comportamiento los regímenes de crecidas. Como se puede observar en la panel derecho de la Figura 6-38, este comportamiento se identifica en estaciones de aforo localizadas al oeste de la región Norte, en las confederaciones Duero y Tajo en la región Central, y estaciones de aforo ubicadas en la parte alta interior de la confederaciones Júcar y Ebro en la región Mediterránea. La segunda componente principal explica en 16% de la varianza. Esta componente está caracterizada por una fuerte influencia de los patrones de baja frecuencia durante el periodo de 1960 a 1980, y posteriormente esta influencia decae desde la década de los 80's hasta los años más recientes. Entre las estaciones de aforo en las que se puede ver este modo de variabilidad se encuentran estaciones ubicadas en las confederaciones Tajo, Guadiana y Guadalquivir en la región Central, así como en estaciones en las confederaciones Júcar y Segura en la región Mediterránea. Se puede distinguir que este modo de variabilidad se tiende a presentar principalmente en estaciones de aforo que experimentan un alto grado de alteración por embalses. La tercera componente explica 12% de la varianza, siendo el patrón de variabilidad menos dominante. En este se presenta una baja respuesta de los regímenes de crecidas a los patrones de baja frecuencia durante el periodo de 1960-1965, posteriormente se distingue una intensificación en la respuesta de los regímenes de

crecidas durante la década de los 70's y una débil respuesta desde la década de los 80's hasta los años más recientes. Las estaciones de aforo en la que se identifica este modo de variabilidad en la respuesta a los patrones de baja frecuencia son aquellas ubicadas en principalmente en las confederaciones del Júcar y Segura en la región Mediterránea. Estos resultados muestran que en general la respuesta de los regímenes de crecidas a los tres principales patrones de variabilidad de baja frecuencia es altamente variable en el tiempo, lo cual sugiere que no estacionaridad en la respuesta es el patrón general entre 1952 y 2007.

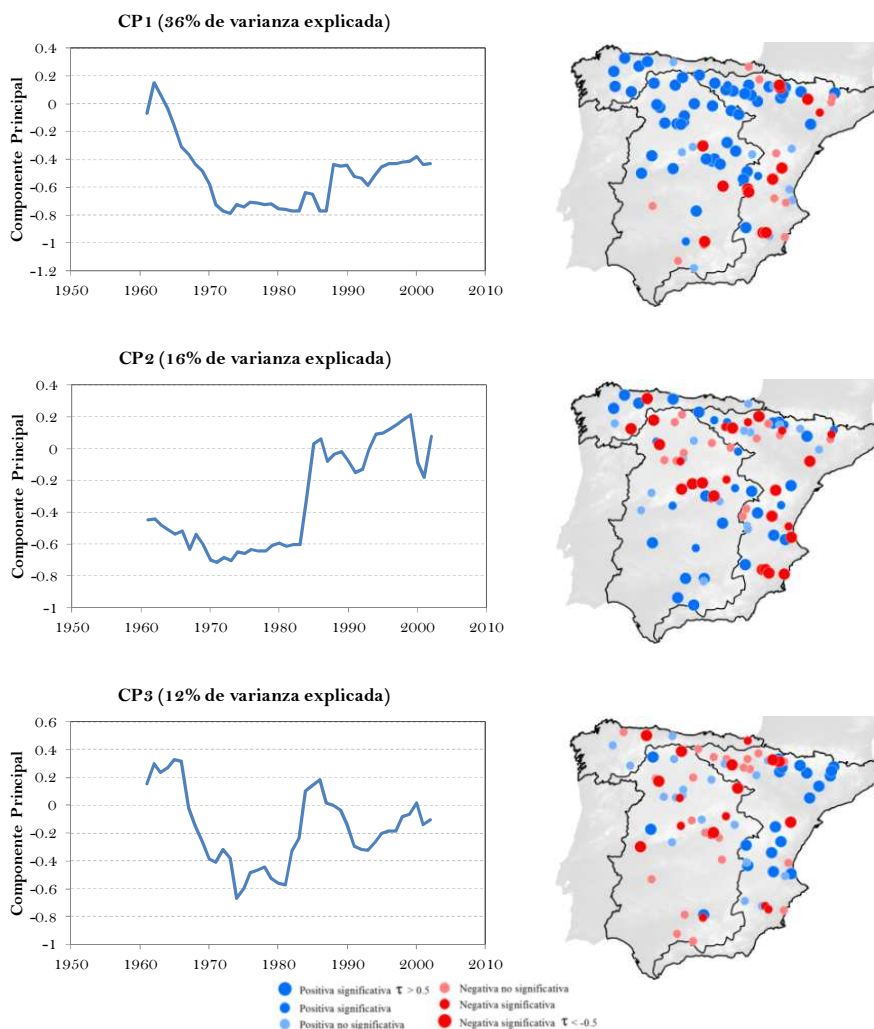


Figura 6-38. Componentes principales extraídas de la correlación con ventana móvil (15 años) entre las series de crecidas anuales y la CP1 (panel izquierdo). Distribución espacial de las correlaciones entre las componentes principales y las correlaciones originales entre las crecidas anuales y la CP1 para cada estación (panel derecho).

6.4 Discusión de resultados

En este capítulo el objetivo se había enfocado en analizar la posible teleconexión entre el régimen de crecidas en ríos de la España peninsular y patrones de variabilidad de baja frecuencia utilizando el análisis de correlación. A partir de los resultados observados, podemos destacar los siguientes aspectos:

La evaluación de la dependencia de las series de crecidas respecto de los índices de las variables macroclimáticas con base en el análisis de correlación, nos ha permitido identificar la alta dependencia que presenta el régimen de crecidas en ríos de la España peninsular respecto de los patrones de variabilidad de baja frecuencia. Esto demuestra que a pesar de que diversos factores pueden controlar el comportamiento de los ríos, la precipitación tiene el papel principal en explicar la variabilidad de las crecidas en el espacio y en el tiempo. En particular hemos encontrado que los patrones de baja frecuencia que se encuentran más fuertemente vinculados a la variabilidad interanual de las crecidas son la AO, la MO y la NAO, lo cual pudimos observar en la consistente correlación y la mayor extensión espacial en su influencia. Una más débil influencia fue la observada con la WeMO, la cual exhibió una menor intensidad en la correlación, así como una menor influencia espacial. Con respecto al ENSO, los resultados observados en el análisis de correlación, no sugiere una alta dependencia de los regímenes de crecidas respecto de este fenómeno. De hecho podemos identificar una evidente falta de conexión.

Las correlaciones a escala mensual mostraron que en general los meses de mayor intensidad en la correlación se presentan de octubre a marzo, esto tiene su respuesta en que es en estos meses en los cuales los patrones de baja frecuencia en el Hemisferio Norte tienen su mayor actividad. Un claro decaimiento en las correlaciones fue el observado en los meses de abril a septiembre en los cuales se debilita notablemente la influencia de los patrones de baja frecuencia. Es importante mencionar la importante similitud observada en la influencia espacial y temporal de los patrones de baja frecuencia de la AO, la MO y la NAO. Como mencionaron Kingston et al. (2006) la AO y la NAO caracterizan un mismo fenómeno y ambas están asociadas a los sistemas frontales procedentes del Atlántico que ingresan en la Península y que generan las precipitaciones advectivas presentes en los meses invernales. En cuanto a la similitud en la influencia observada con la AO y la NAO, y la observada con la MO, Dunkeloh y Jacobei (2003) mencionaron que la MO está fuertemente modulada en los meses de invierno por patrones de baja frecuencia en el Hemisferio Norte. La alta dependencia entre los índices de estas variables macroclimáticas, fue claramente identificado en la aplicación del análisis FOEs. El cual también demostró que la WeMO y el ENSO no presentan dependencia de estos patrones de baja frecuencia. La desconexión de la WeMO respecto de la NAO, ya había sido observada por Martín-Vide y López (2006), los cuales mencionaron que esto demuestra que este patrón de baja frecuencia presenta independencia de agentes externos fuera de la región Mediterránea.

Continuando con los resultados observados con la WEMO, las correlaciones significativas con este patrón de baja frecuencia se presentaron de octubre a abril. Dichas correlaciones se identificaron solamente en algunas de las estaciones de aforo en la región Norte y en las estaciones localizadas en la vertiente del Sistema Ibérico y la Cordillera Pirenaica en la región Mediterránea. El solo identificar la influencia de la WeMO en esta región tan concreta, se puede explicar como resultado de que las precipitaciones generadas en esta zona están asociadas a precipitaciones advectivas producto de la

entrada de flujos de componente norte hacia el interior Mediterráneo, los cuales tiene entrada por la costa Cantábrica y están vinculados a la fase positiva de la WeMO.

Retomando los patrones de baja frecuencia de la AO, la MO y la NAO, y enfocándonos en el decaimiento en su influencia en la costa Cantábrica en la región Norte y la región Mediterránea. Nosotros sugerimos a la orografía como el principal factor en explicar la menor influencia. Ya que en la región Central, el avance de los sistemas frontales asociados a estos patrones de baja frecuencia es facilitado por el gradual incremento altitudinal, sin embargo, conforme estos se adentran en la península comienzan a perder humedad hasta encontrarse con las barreras orográficas que dividen el Atlántico y el Mediterráneo y las barreras periféricas, que son la que prácticamente explican la menor influencia observada de la AO, la MO y la NAO en la variabilidad de los regímenes de crecidas en las estaciones de aforo de la Costa Cantábrica y la región Mediterránea. Por otro lado, es evidente que existe una transición en la sensibilidad en la respuesta de los ríos en la España peninsular a los patrones de baja frecuencia. Esta transición se observa de invierno a primavera y de verano a otoño. De hecho, en los meses de marzo y abril las correlaciones sin rezago resultan no significativas, mientras que asumiendo un mes de rezago se presenta significancia estadística. De acuerdo con Kingston et al. (2006), ellos mencionaron que en el caso de la NAO estos rezagos pueden explicarse por debilitamientos estacionales causados por cambios en la posición de los centros de presión. En cuanto a la transición de verano a otoño se puede apreciar que en los meses de octubre y noviembre la influencia se localiza en el noroeste de la región Central (confederación del Duero) y esta se desplaza hasta alcanzar su máxima influencia en los meses invernales.

Los resultados en la evaluación de las correlaciones a escala anual fueron coherentes en cuanto a los observados en la escala mensual. Pero debemos destacar de estos resultados, que se identificó que al utilizar los valores mensuales de los índices de las variables macroclimáticas de la AO, la MO y la NAO, la mayor fortaleza en la correlación se presentó asumiendo un mes de rezago. Por otro lado, fue evidente que al utilizar los índices promedio de los meses de diciembre a febrero las correlaciones resultan más significativas y se observa una mayor extensión espacial en las altas correlaciones.

En lo que concierne a la consistencia de nuestros resultados a lo obtenido en estudios previos, podemos mencionar que muchos estudio ya habían mostrado que la NAO era la mayor fuente de variabilidad interanual de la precipitación en la Península Ibérica (Martín-Vide y Fernández, 2001; Trigo et al., 2004a), y que era particularmente en invierno donde se encontraba la mayor correlación (Rodríguez-Puebla et al., 2001). Ellos reportaron una correlación altamente negativa ($r > 0.6$) en el oeste de la península y que esta decrecía en la fachada Mediterránea. Basados en estos resultados estudio posteriores demostraron que la NAO también tenía un impacto en los recursos superficiales en la Península Ibérica, como lo mostraron estudios previos en cuencas de la confederación del Duero (Morán-Tejeda et al., 2011), confederación del Tajo (López-Moreno et al., 2007), así como en resultados más globales en cuencas de la vertiente Atlántica (Trigo et al., 2004a) y la Península Ibérica (Lorenzo-Lacruz et al., 2011). Por otro lado, en cuanto a la consistencia de los resultados obtenidos con la WeMO, y los presentados en estudios previos. Tenemos que mencionar que la importancia de los eventos convectivos de mesoescala en la génesis de crecidas en la región Mediterránea, merma la influencia de los flujos advectivos procedentes del Mediterráneo, lo cual explica que no se detectan las

altas correlaciones negativas reportadas en esta región con los regímenes de precipitación. Otros factores que pueden explicar la débil correlación en zonas más interiores con la WeMO, puede reflejar la complejidad en la generación de escorrentía en las cuencas Mediterráneas, en las cuales como se observó al identificar los tipo de régimen, estos exhiben una fuerte heterogeneidad.

La evaluación de la correlación entre las series de crecidas mensuales y los índices invernales de las variables macroclimáticas reveló aspectos interesantes. En general se reportan altas correlaciones en los meses de marzo y abril, las cuales fueron identificadas con un gran número de estaciones de aforo localizadas en la región Central, y en un menor porcentaje en estaciones en la regiones Norte y Mediterránea. Estas correlaciones se pueden explicar ya que en estos meses se pueden considerar todavía como periodo de lluvias, presentándose episodios de precipitación importantes que pueden dar origen al incremento en los caudales en los ríos. En cuanto a las altas correlaciones que se revelan en los meses de verano, las cuales son particularmente evidentes con series de crecidas en el valle de los Pirineo, estas reflejan la importancia de los procesos de fusión de nieve en cuencas Pirenaica (López-Moreno y García-Ruiz, 2004) y la inercia de estos en la generación de escorrentía. También fuertes correlaciones se identificaron en los meses de otoño, las cuales no responden a un remanente en la influencia de las configuraciones de macroescala y si responden a las estrategias de regulación en un importante número de ríos en la España peninsular, en los cuales se llenan los embalses en épocas de lluvias para satisfacer los déficits que se presenten en verano y otoño. Por ello, las correlaciones más altas se identifican en aquellas estaciones que experimentan un más alto grado de regulación. Todas las correlaciones sostenidas a lo largo del año se observaron con los índices AOw, MOw y NAOw, mientras que las correlaciones con el WeMOw se exhibieron claramente más débiles.

Enfocándonos ahora en el análisis de la respuesta de las crecidas en los ríos de la España peninsular a las fases extremas de las variables macroclimáticas, los resultados fueron consistentes con los expuestos en los otros análisis del capítulo. Anomalías positivas en el régimen de crecidas fue lo observado durante las fases negativas de la AO, la MO y la NAO, mientras que anomalías negativas se presentaron durante las fases positivas. Las anomalías positivas fueron en general de mayor magnitud respecto de las anomalías negativas. Este diferente comportamiento puede estar asociado con las características de las cuencas y su comportamiento hidrológico, ya que cuando se presentan eventos extremos de precipitación asociados con las fases negativas de los índices de las variables macroclimáticas, estos eventos acumulan una importante cantidad de agua superficial que provoca la rápida saturación de suelo y la rápida generación de escorrentía, y se refleja en un incremento en los caudales de los ríos. Por otro lado, durante las fases positivas en las cuales los sistemas frontales procedentes del Atlántico se internan en el norte de Europa, generando una disminución de las precipitaciones en la Península Ibérica, las estrategias de regulación seguidas para mitigar los efectos adversos de la escasez de lluvia podrían reducir la magnitud de las anomalías en las fases positivas. En cuanto a las anomalías observadas con las fases extremas de la WeMO, éstas solo resultan significativas en los meses de invierno, identificándose de forma particular en estaciones de aforo de la región Norte y estaciones localizadas en el noroeste de la región Mediterránea.

Los resultados con el análisis FOEs, confirmó los resultados exhibidos en los análisis previos desde un enfoque más regional, permitiéndonos resumir la información en solamente las CPs que explicaban la mayor variabilidad de los grupos tanto de las series de crecidas como de las variables macroclimáticas. Como se adelantó anteriormente, la aplicación del análisis FOEs nos permitió corroborar la presencia de una alta dependencia entre los índices de las variables macroclimáticas de la AO, MO y NAO. Así mismo, pudimos extraer CPs que sintetizan la variabilidad de estos patrones de baja frecuencia. También se extrajeron las CPs de las series de crecidas agrupadas, permitiéndonos corroborar las correlaciones sintetizando la información. La importancia de identificar la alta correlación entre los índices de las variables macroclimáticas yace en la posibilidad de poder incorporar las CPs en la modelación estadística, permitiéndonos obtener modelos más parsimoniosos. Con base en el análisis FOEs se pudo identificar también que en general la respuesta de los regímenes de crecidas a los tres principales patrones de variabilidad de baja frecuencia (la AO, la MO y la NAO) es altamente variable en el tiempo, lo cual sugiere que no estacionaridad en la respuesta es el patrón general para el periodo entre 1952 y 2007.

Resumiendo lo vital de este capítulo, podemos mencionar a la luz de los resultados observado, que las correlaciones obtenidas reafirman hidrológicamente la diferencia regional existente en la España peninsular entre la influencia de los patrones de baja frecuencia de la AO, la MO y la NAO, con correlaciones más elevadas en la región Central y la WeMO, con una influencia más intensa en la región Norte y noroeste de la región Mediterránea. El hecho de que las correlaciones durante el semestre frío sea donde se hayan observado las altas correlaciones es muy valioso, ya que como se observó en la identificación de los regímenes de crecidas en el capítulo 4, este es uno de los principales periodos de generación de crecidas, lo cual demuestra que contamos en los índices de las variables macroclimáticas, así como en las CPs extraídas del análisis FOEs con covariables potencialmente útiles para incorporar en la modelación de la frecuencia de crecidas bajo condiciones de no estacionaridad.

Capítulo 7

TELECONEXIÓN ENTRE EL RÉGIMEN DE CRECIDAS Y LAS VARIABLES MACROCLIMÁTICAS: ANÁLISIS WAVELET

En el presente capítulo se presenta un análisis de la teleconexión entre el régimen de crecidas en ríos de la España peninsular y las variables macroclimáticas en el ámbito de las frecuencias por medio de análisis *wavelet*. Este análisis con un diferente enfoque al del análisis de correlación surgió como resultado de compartir las sugerencias de autores (Labat et al., 2005; Massei et al., 2010) que mencionan la necesidad del uso de herramientas adicionales a la estimación de la correlación para estudiar la influencia que fenómenos que ocurren en la macroescala pueden ejercer en el comportamiento de variables hidrológicas. Por otro lado, el plantearnos la aplicación del análisis *wavelet*, surgió ante el potencial de este método en el tratamiento de series temporales que exhiben no estacionariedad (Grinsted et al., 2004) en su comportamiento. Por ello, ante las evidencias de desviaciones del supuesto de estacionariedad en los regímenes de crecidas; resultaba interesante e importante su aplicación.

7.1 Metodología del análisis wavelet

7.1.1 Antecedentes históricos de la transformada *wavelet*

Desde su aparición a principios del siglo XIX, la transformada de Fourier ayudó a resolver una gran cantidad de problemas, siendo una herramienta fundamental en cualquier trabajo de análisis de señales. Sin embargo, a lo largo del siglo XIX, los investigadores observaron que la descomposición de las señales puras presentaba problemas al tratar de reproducir señales no estacionarias. Tratando de superar las limitaciones a que se enfrentaban con la transformada de Fourier, investigadores de muy

diversos ámbitos comenzaron a desarrollar de manera independiente los conceptos y aplicaciones que acabarían convergiendo finalmente en la teoría de *wavelets*. Todas estas primeras técnicas tenían en común el tratar de descomponer las señales en partes que se podían localizar en cualquier intervalo de tiempo, y que también se podían dilatar o contraer para analizar distintas escalas de resolución (Foufoula-Georgiou y Kumar 1995). Trabajando en conjunto, Meyer y Mallat (1977) integraron el análisis multiresolución, que ya era familiar para los expertos en procesamiento de señales, dentro del marco teórico de las *wavelets*. Con ello, el análisis mediante *wavelets* se convirtió en algo mucho más sencillo, al quedar reducido a operaciones elementales de filtrado.

El término *wavelet* como tal, aparece por primera vez en un estudio publicado por Morlet y Grossman. Ya de manera formal el análisis con *wavelets* apareció en la década de los ochentas en el análisis de señales sísmicas con el trabajo de Morlet et al. (1982). Desde entonces la teoría de *wavelets* ha sido aplicada en diversos campos, como la Meteorología para identificar coherencias en la estructura de las tormentas convectivas y caracterizar sus variabilidades temporales (Kumar y Foufoula-Georgiou, 1993; Kumar, 1996; Szilagyi et al., 1999), así como para estudiar las variabilidades de las temperaturas del océano (Meyers y O'Brien, 1994) y en las variaciones globales del nivel medio del mar (Chambers et al 2002), además de otras muchas aplicaciones. Un trabajo de lectura indispensable en la aplicación de las *wavelet* es el trabajo presentado por Torrence y Compo (1998), que puede considerarse como una guía de aplicación de este método. Por otro lado, definiciones más rigurosas a las expuestas en este trabajo, desde el punto de vista matemático se pueden encontrar en el trabajo de Mallat (1999).

7.1.1.1 El análisis wavelet en Hidrología

En lo que respecta al uso de esta herramienta en el análisis de series de caudales, existen trabajos publicados en los cuales ha sido empleado el análisis *wavelet* evidenciando su potencial (Labat et al., 2005; Andreo et al., 2006; Zhang et al., 2007; Labat, 2008). El trabajo pionero en el análisis de series de caudales con *wavelets* fue el presentado por Labat et al. (2005), en el cual presentaron una introducción al análisis *wavelet*, así como su aplicación para la detección de periodos climáticos en 4 grandes ríos. A partir de este trabajo otros han empleado este método en el análisis de la influencia de la variabilidad climática en series de caudales (Zhang et al., 2007; Labat, 2008; Massei et al., 2010), destacándose como uno de los de mayor potencial para el estudio de series hidrológicas en el ámbito de las frecuencias.

7.1.2 Teoría de wavelets

Una función *wavelet* es una pequeña onda cuya energía se encuentra concentrada en el tiempo, y sirve como instrumento para el análisis de señales con cambios en el tiempo. Una de las características que ha permitido la aplicación de la teoría de *wavelet* en diferentes campos de estudio es la capacidad de realizar un análisis en tiempo y frecuencia de fenómenos estacionarios y no estacionarios. El análisis *wavelet* se basa, al igual que la teoría de Fourier, en el concepto de aproximación de señales usando la superposición de señales. La principal diferencia entre la teoría de Fourier y la teoría *wavelet* radica en que las funciones *wavelet* varían tanto en frecuencia como en escala.

Una forma general de ver las funciones *wavelet* es como familias de funciones que tienen una buena localización tanto en frecuencia como en tiempo. Esta característica

hace del análisis *wavelet* una herramienta poderosa para diversas aplicaciones que involucran el estudio de señales. Las herramientas matemáticas que conforman la teoría de *wavelets* son: las *wavelets*, la transformada *wavelet* continua y la transformada *wavelet* discreta. Siendo la transformada *wavelet* continua la herramienta seleccionada en este trabajo la cual se define con más detalle.

7.1.3 Definición de *wavelets*

Las *wavelets* son familias de funciones que se encuentran en el espacio y se emplean como funciones de análisis, estas examinan a la señal de interés para obtener sus características; la familia está definida por:

$$\psi_{a,b} = \frac{\psi\left(\frac{t-b}{a}\right)}{\sqrt{|a|}}; a, b \in \mathbb{R}, a \neq 0 \quad (7.1)$$

y son generadas a partir de funciones madre $\psi_0(t)$. A esta función madre se le agregan un par de variables que son la escala (a) que permite hacer dilataciones y contracciones de la señal y la variable de traslación (b), que nos permite mover la señal en el tiempo (Percival y Walden, 2000). Estas variables son números reales y obviamente para una escala de 0 la función se encuentra indeterminada. Existen en la literatura diferentes tipos de *wavelet* que ya son utilizadas de forma constante y que tienen definiciones establecidas. Las familias más conocidas de *wavelets* son: Biortogonales, Coiflets, Daubechies, Meyer, Mexican hat, Morlet, Shannon y Symlets. En nuestro estudio la *wavelet* empleada es la *wavelet* de Morlet.

La *wavelet* de Morlet fue introducida como tal por Jean Morlet en 1984 en sus trabajos de sismología, la cual definió como:

$$\psi_0(t) = \pi^{-1/4} e^{i\omega_0 t} e^{-t^2/2} \quad (7.2)$$

donde ω_0 es la frecuencia adimensional, y t el tiempo adimensional. Cuando se usa la transformada *wavelet* con fines de extracción de características, la *wavelet* de Morlet (con $\omega = 6$) es una buena elección, ya que provee un buen balance entre la localización del tiempo y la frecuencia (Torrence y Compo, 1998).

7.1.4 Transformada *wavelet* continua

El análisis con transformada *wavelet* continua permite descomponer una serie temporal en el dominio tiempo-frecuencia, y por lo tanto, es posible determinar sus modos dominantes de variabilidad y como varían tales modos en el tiempo (Torrence y Compo, 1998). Para llevar a cabo el análisis de transformada *wavelet* continua, es necesario asumir una serie $x_n(t)$ con igual espaciamiento δt , y $n = 0, 1, 2, \dots, n-1$. También es necesario asumir una función *wavelet* $\psi_0(t)$, que depende de un parámetro adimensional t . Para que sea admisible una función *wavelet*, esta debe cumplir con tener media cero y estar localizada en el espacio tiempo-frecuencia. Un ejemplo es la *wavelet* de Morlet la cual fue descrita anteriormente.

La transformada *wavelet* continua W_x de una secuencia discreta $x_n(t)$ es definida como la convolución de $x_n(t)$ con una versión escalada y trasladada de la *wavelet* seleccionada $\psi_0(t)$:

$$W_x(a, b) = \sum_{t=0}^{N-1} x_n(t) \psi^* \left[\frac{t-b}{a} \right] dt \tag{7.3}$$

donde b es el parámetro de localización en el tiempo, a es el parámetro de escala de la *wavelet*, N es el número de puntos en la series de tiempo y el asterisco denota el conjugado complejo.

Con la variación del parámetro de escala a (dilatación) y el parámetro de localización b (traslación), podemos construir una imagen que muestre la escala y amplitud de alguna característica, la cual nos permite observar como varía esta amplitud en el tiempo. Para aproximar la transformada *wavelet*, la convolución debe realizarse N veces para cada escala, es decir tantas veces como número de datos tenga la serie temporal. Para asegurar que la transformada *wavelet* es directamente comparable para cada escala a , con cualquier otra de las transformadas en la serie temporal, la función *wavelet* se normaliza para cada escala y así podemos obtener la energía unitaria (Torrence y Compo, 1998):

$$\widehat{\psi}(a\omega_n) = \left(\frac{2\pi a}{\delta t} \right) \widehat{\psi}_0(a\omega_n) \tag{7.4}$$

Utilizando estas normalizaciones para cada escala a se tiene:

$$\sum_{k=0}^{N-1} |\widehat{\psi}(a\omega_n)|^2 = N \tag{7.5}$$

donde N es el número de datos. De este modo, la transformada *wavelet* es alterada por la amplitud y no por la función de *wavelet*. Si se utiliza la fórmula de convolución, la normalización es

$$\psi \left[\frac{(t-b)\delta t}{a} \right] = \left(\frac{\delta t}{a} \right)^{1/2} \psi_0 \left[\frac{(t-b)\delta t}{a} \right] \tag{7.6}$$

donde $\psi_0(t)$ es normalizada para tener energía unitaria.

Al ser la función de *wavelet* en general compleja $\psi_0(t)$, la transformada *wavelet* también resulta compleja $W_x(a, b)$. La transformada se divide en parte real $Re\{W_x(a, b)\}$, y parte imaginaria $Im\{W_x(a, b)\}$ con amplitud $|W_x(a, b)|$, pudiendo definir la energía espectral de *wavelet* como $|W_x(a, b)|^2$. Para los valores reales de las funciones de *wavelet*, así como las derivadas de una Gaussiana, la parte imaginaria resulta cero (Torrence y Compo, 1998). Para facilitar la comparación de diferentes espectros de potencia *wavelet* (*Wavelet Power Spectrum* en inglés) en adelante WPS, Torrence y Compo (1998) proponen una normalización común de los espectros, proponiendo que el valor esperado de $|W_x(a, b)|^2$ es igual a N veces el valor esperado de la transformada discreta de Fourier de x_t . Para series temporales con ruido blanco, este valor esperado es σ^2/N , donde σ^2 es la varianza. Por esto, para un proceso con ruido blanco, el valor esperado de la transformada *wavelet* es $|W_x(a, b)|^2 = \sigma^2$ para todos los parámetros de localización b y escala a .

Un punto a considerar en el análisis *wavelet*, es que el WPS presenta problemas en los contornos del espectro, esto porque la *wavelet* no está completamente localizada en el tiempo. Es por lo anterior que Torrence et al. (1998) propone el introducir un cono de influencia, en el cual los efectos más allá de la frontera del cono puedan ser ignorados. El cono de influencia se puede definir como la región del WPS, en el cual los efectos comienzan a no ser importantes, y este es también definido como el tiempo máximo para la autocorrelación del espectro de energía de la transformada *wavelet* para cada escala. Para una función *wavelet* acotada para un intervalo $[-t, t]$ y el parámetro de traslación b y el factor de escala a , el cono de influencia solamente tiene soporte efectivo en el intervalo $[b-at, b+at]$. Por ello, el cono de influencia es el conjunto de los t incluidos en soporte efectivo de la función *wavelet* en una determinada posición y escala (Grinsted et al., 2004).

Otro punto importante en el análisis *wavelet*, consiste en poder evaluar la significancia estadística de la energía espectral de la transformada *wavelet*, lo anterior resulta necesario ya que el espectro de potencia producido por una serie temporal, es producto de procesos naturales que intervienen, así como también por un ruido característico. Torrence y Compo (1998) mostraron cómo la significancia estadística del WPS se puede evaluar en contraste cuya hipótesis nula es que los datos del proceso de generación están dados por un proceso estacionario AR(0) o AR(1) para un espectro de fondo de una cierta potencia, en este caso, el espectro de la frecuencia media de Fourier. Simulaciones de Monte Carlo son utilizadas para mostrar que la probabilidad de la potencia *wavelet* del espectro de la series temporal es mayor que la del espectro de fondo.

7.1.4.1 Potencia cruzada wavelet y coherencia wavelet

Una herramienta de gran ayuda en la identificación de covarianza entre dos series temporales en el espacio tiempo-frecuencia, es el espectro cruzado *wavelet*. Los cuales se obtienen a partir de los WPS de las series x_n y y_n , y son una herramienta de gran ayuda para identificar, cuando dos series de tiempo oscilan en una frecuencia común en un cierto tiempo, además de detectar el acoplamiento intermitente entre estas. Esto se revela mediante áreas con energía espectral común, la cual es función de la contribución a la covarianza total de las dos series para cada frecuencia.

La potencia cruzada *wavelet* (*Cross Wavelet Power* en ingles) en adelante CWP de dos series $x_n(t)$ y $y_n(t)$, con transformadas *wavelet* $W_x(a, b)$ y $W_y(a, b)$ se definen como (Torrence y Webster, 1999):

$$W_{xy}(a, b) = W_x(a, b)W_y^*W_y(a, b) \tag{7.7}$$

donde * denota al conjugado complejo. La significancia estadística de la energía espectral en el espectro cruzado *wavelet* (*Cross Wavelet Spectrum* en inglés) en adelante CWS, se estima empleando el mismo procedimiento propuesto por Torrence y Compo (1998) descrito anteriormente.

Otra herramienta destacable en el análisis *wavelet*, es la medida de la coherencia *wavelet* (*Wavelet Coherency* en ingles) en adelante WC. La WC es producto de la normalización del espectro cruzado *wavelet*. La WC permite detectar áreas en el espectro de coherencia *wavelet* (*Wavelet Coherence Spectrum* en ingles de aquí en adelante WCS)

donde las variables covarían en el espacio tiempo-frecuencia, aunque no necesariamente se tiene una alta potencia espectral común. Por lo que resulta una medida de la intensidad de la covarianza de las dos series en el espacio tiempo-frecuencia y se define como

$$R_{xy}(a, b) = \frac{|S(W_{xy}(a, b))|}{\sqrt{S(|W_{xy}(a, b)|)S(|W_{xy}(a, b)|)}} \quad (7.8)$$

donde S es un operador de suavizado en tiempo y escala. Las escalas en el tiempo y frecuencias, sobre las cuales S es suavizado, definen las escalas a la cuales, la coherencia mide la covarianza. Podemos escribir el operador S como (Jevrejeva et al., 2003).

$$S(W) = S_{escala}(S_{tiempo}(W(a, b))) \quad (7.9)$$

donde S_{escala} denota suavizado a lo largo del eje de la escala de la transformada *wavelet*, y S_{tiempo} suavizado en el tiempo, los cuales son dados por Torrence y Webster (1999) como:

$$S_{tiempo}(W)|_s = \left(W_{xy}(a, b) \cdot c_1 \frac{-t^2}{2s^2} \right) \Big|_s \quad (7.10)$$

$$S_{tiempo}(W)|_s = (W_{xy}(a, b) \cdot c_2 \Pi(0.6a))|_n \quad (7.11)$$

donde c_1 y c_2 son constantes normalizadas, y Π es la función rectángulo. El factor 0.6 es empíricamente determinado de la longitud de la escala de decorrelación para la *wavelet* de Morlet (Torrence y Compo, 1998). En la práctica ambas convoluciones se llevan a cabo por separado, y por lo tanto los coeficientes normalizados son determinados numéricamente. El nivel de significancia estadística en el espectro de coherencia, se estima mediante el método de Monte Carlo, contrastando los valores de coherencia de las series estudiadas con espectros de series aleatorias (Torrence y Webster, 1999; Jevrejeva et al., 2003). Se puede observar que la definición de la coherencia se asemeja mucho a la definición tradicional del coeficiente de correlación, por lo que es de mucha ayuda el pensar en la coherencia de la transformada *wavelet*, como la localización del coeficiente de correlación en el espacio tiempo-frecuencia. Por lo que con esta definición tenemos $0 \leq R_{xy}^2 \leq 1$. Dado que la transformada *wavelet* conserva la varianza, la coherencia resulta una precisa representación de la covarianza normalizada entre dos series de tiempo punto a punto (Torrence y Compo, 1998; Torrence y Webster, 1999).

7.1.4.2 Relación de fase y rezagos temporales

La relación de fase nos da información acerca de si existe una perfecta sincronía entre las fluctuaciones para una determinada frecuencia y tiempo, ya sea en fase o en anti-fase, o con rezago temporal. Para poder estimar la relación de fase de los ángulos en el espectro cruzado *wavelet* y de coherencia, se utiliza la media circular, ya que la media aritmética en ángulos no es efectiva. La media circular se calcula en las fases sobre las áreas con alta energía espectral para un nivel de confianza mayor del 95% que se encuentran dentro del cono de influencia. La media circular de un grupo de ángulos $(a_i, i = 1, 2, 3, \dots, n)$ es definida como (Grinsted et al., 2004):

$$a_m = \arg(x, y) \quad (7.12)$$

donde:

$$x = \sum_{i=1}^n \cos(a_i) \text{ y } y = \sum_{i=1}^n \sin(a_i) \quad (7.13)$$

Ángulos de 0° y 180° indican una sincronía perfecta sin rezagos, donde 0° es una relación cíclica (en fase) y 180° anticíclica (en anti-fase). Ángulos de 90° y -90° indican la presencia de rezagos en las fluctuaciones.

7.2 Resultados

7.2.1 Análisis de los espectros de potencia wavelet

En este apartado se presentan los resultados obtenidos en la primera aproximación en la evaluación de la influencia de los patrones de variabilidad de baja frecuencia sobre el comportamiento de los regímenes de crecidas con base en el análisis *wavelet*. Esta aproximación consiste en la construcción y análisis de los WPS a escala anual. Para la obtención de las series temporales a escala anual de las variables macroclimáticas, se asumen los valores de los índices invernales de los patrones de baja frecuencia (AOw, MOw, NAOw y WeMOW), mientras que en el caso del índice Niño 3.4 el valor asumido es el promedio para el periodo junio-diciembre.

7.2.1.1 Espectro de potencia wavelet de las variables macroclimáticas

La Figura 7-1 muestra los WPS para las 5 variables macroclimáticas. Analizando los espectros se puede apreciar que la mayor actividad energética se tiende a concentrar en periodos interanuales (2-8 años). Componentes de alta energía *wavelet* se pueden distinguir también en frecuencias más bajas, pero éstas se presentan de menor amplitud y persistencia.

Enfocándonos en analizar las fluctuaciones para cada una de las variables macroclimáticas tenemos lo siguiente:

NAOw: De la Figura 7-1a se puede ver que la NAO presenta durante la mitad de siglo pasado fluctuaciones de alto periodo y baja amplitud, estas se aprecian en la banda de 8 años entre 1900-1920, en la banda de 4-6 años en los años 30's y principios de los 40's. A partir de finales de los años 50's se observa un claro aumento en la amplitud de las fluctuaciones. Una fluctuación breve se distingue en la banda de 4 años en los años 50's, luego se puede apreciar un cambio drástico en la fluctuación, pasando a una banda de mayor periodo (en torno a los 8 años), en la cual se tiene una mayor amplitud y persistencia, esta fluctuación comienza a finales de los 60's hasta terminar a comienzos de los 80's. Dos fluctuaciones significativas en el espectro de la NAO se identifican durante la década de los 90's, la primera ocurre en la banda de 4-6 años en los primeros años de los 90's y la segunda en la banda de 4-6 años a finales de los 90's. Estas dos fluctuaciones que se presentan en alta frecuencia aunque breves exhiben una energía altamente significativa.

AOw: La inspección del WPS para la AO, exhibe un comportamiento similar al que se presenta con la NAO (ver Figura 7-1b). Las fluctuaciones de mayor energía en el espectro de la AO son las siguientes: fluctuaciones dispersas de baja amplitud se distinguen en la banda de 2-3 años, de las cuales es de destacar la fluctuación de energía significativa que se presenta a finales de los años 90's y primero años del siglo XXI. Fluctuaciones en frecuencias más bajas (altos periodos) se aprecian en las bandas de 4-6 años y 7-8 años. La primera se observa en los años 40's, mientras que la segunda durante la década de los 70's y primero años de los 80's, siendo estas fluctuaciones las de mayor persistencia en el espectro.

MOw: Si analizamos las fluctuaciones de alta energía en el WPS de la MO que se presenta en la Figura 7-1c, podemos apreciar la presencia de una fluctuación de gran amplitud en la banda de 4-6 años, que se sitúa a finales de los años 50's y principios de los 60's. Posteriormente, se puede identificar un cambio drástico en las fluctuaciones pasando a una menor frecuencia, la cual comienza con un periodo alrededor de 6 años y deriva cerca de los 10 años, esta es la fluctuación de mayor energía en el espectro. Esta fluctuación también presenta una mayor persistencia, ya que como se puede observar comienza a finales de los años 60's y se mantiene durante toda la década de los 80's. Una fluctuación de menor amplitud es la que se puede ver en la banda de 4-6 años, la cual se sitúa en los años 90's. Al igual que en los espectros de la AO y NAO, se distinguen fluctuaciones dispersas de baja amplitud en la banda de 2-3 años.

WeMOw: La inspección del WPS de la WeMO, sugiere la presencia de componentes de variabilidad importantes de alta frecuencia (ver Figura 7-1d). Se puede observar que estas componentes vienen dadas por fluctuaciones de alta intensidad pero breves. La primera es una fluctuación en la banda de 3-4 años que se sitúa en los primero años del siglo pasado, dos fluctuaciones de muy breve duración son las que se distinguen durante los años 50's y finales de los 60's. Una fluctuación de alta intensidad se distingue en torno a los 6-8 años de periodo, la cual se exhibe durante la década de los 90's.

ENSO: En la Figura 7-1e se muestra el WPS para el caso del ENSO, donde se aprecia que su actividad energética está organizada en la banda 3-8 años. Es evidente que se distinguen dos fuertes componentes de variabilidad en el espectro. La primera durante la primera mitad del siglo (1910-1960) alrededor de la banda de 6-8 años, y la segunda que comienza a finales de 60's y termina a finales de los 90's, la cual varía desde un periodo de 3 años a 6 años. En las componentes se pueden ver 5 fluctuaciones energía significativa, las cuales en la primera componente son de corta duración, mientras que en la segunda es evidente que son de mayor duración y amplitud.

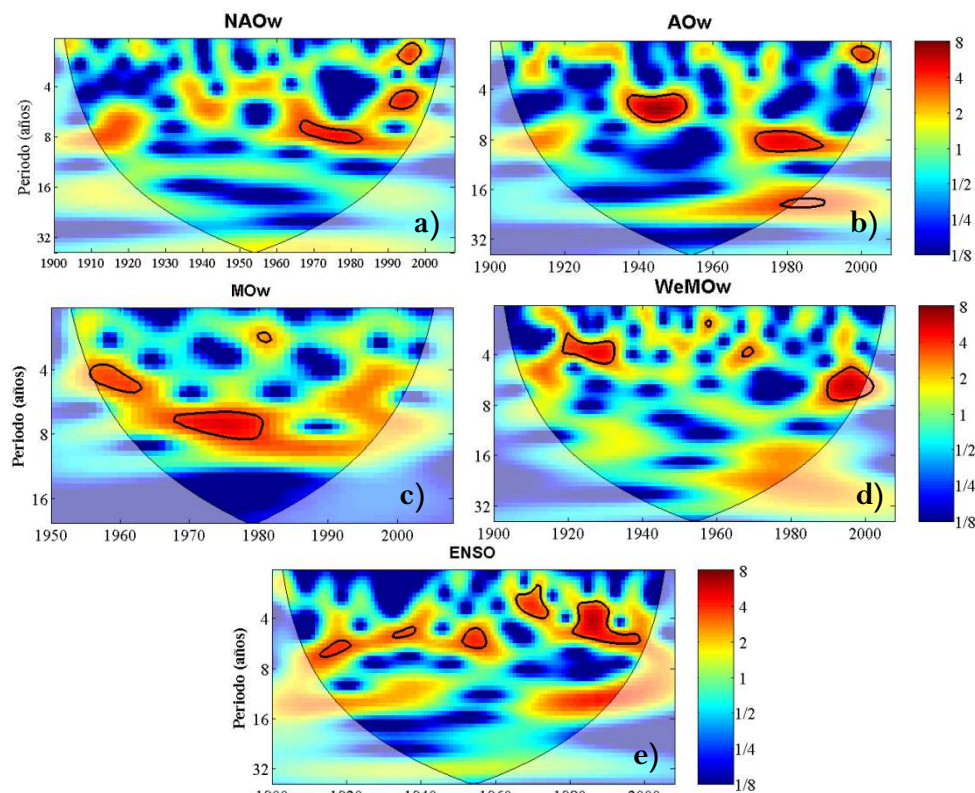


Figura 7-1. WPS de los índices (a) NAOw, (b) AOw, (c) MOw, (d) WeMOw and (e) Niño 3.4. Los contornos de línea negra gruesa indican energía espectral significativa para el 95%, mientras la línea negra delgada el cono de influencia.

7.2.1.2 Espectros de potencia wavelet de las series de crecidas anuales

En este apartado se decidió utilizar la longitud de registro completa y no el periodo común para la construcción de los espectros de potencia *wavelet* de las series de crecidas, esto ya que el análisis de comparación de los espectros *wavelet* no se ve afectado como en el análisis de correlación por la longitud de registro. Con el objetivo de condensar el análisis de los 85 espectros este se resume para cada región, destacando principalmente las características espectrales comunes que se identifican.

Región Norte:

Para la región Norte se puede identificar que el régimen de crecidas en un alto porcentaje de las series ha experimentado 3 importantes fluctuaciones intensas y persistentes. La primera se observa en la banda de 6-8 años, la cual comienza durante la década de los 50's y se mantiene hasta mitad de los años 60's. Una disminución en la frecuencia (periodos más bajos) es la que se presenta en las fluctuaciones que se identifican en la banda de 2-4 años, las cuales se presentan dispersas. La fluctuación de mayor energía en este periodo se identifica a finales de los 90's y primero años del siglo XX (ver Figura 7-2). Inspeccionando los espectros, se puede apreciar una fase de ralentización en la actividad de las fluctuaciones, la cual tiene lugar desde finales los años 60's hasta mitad de los 80's (ver Figura 7-2). Este comportamiento descrito se observa

principalmente en estaciones de aforo localizadas en el oeste de la región Norte como las que se puede ver en la estación 1734 de la Figura 7-2, mientras que las estaciones cercanas a la costa en la confederación del Cantábrico experimentan un comportamiento marcadamente diferente, ya que la actividad de las fluctuaciones no cesa y se mantiene aunque en una menor intensidad, también se identifica que las fluctuaciones en estas estaciones son de menor magnitud y frecuencia.

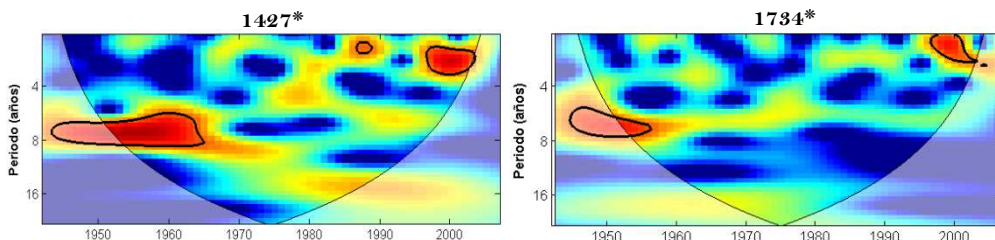


Figura 7-2. WPS de la serie de crecidas anuales de la región Norte. Los contornos de línea negra gruesa indican energía espectral significativa para el 95%, mientras la línea negra delgada el cono de influencia (*régimen natural, **régimen poco alterado, ***régimen muy alterado).

Región Central:

Enfocándonos en el análisis de los WPS de las series de crecidas en la región Central, se puede apreciar que la energía espectral se encuentra organizada en la banda de 2-8 años. Sin embargo, existe una importante heterogeneidad en el comportamiento de las fluctuaciones. Tratando de destacar aquellos espectros en los cuales se sugiere una similitud en sus características espectrales, podemos definir tres tipos de comportamiento de las fluctuaciones:

- El primer tipo se observa en estaciones bajo régimen natural o poco alterado, en el cual se identifican 4 periodos intensos de actividad energética (ver Figura 7-3 estaciones 2054 y 3005). La primera está vinculada a la fluctuación de alta magnitud que se identifica en la banda de 3-6 años situada entre los años 40's y 50's, la cual exhibe una alta amplitud. Dos fluctuaciones breves de alta amplitud son las que se distinguen en la banda de 2-3 años, la primera se sitúa en los años 60's y la segunda a finales de los 90's y primero años del siglo XX. Una fluctuación de más baja frecuencia es la que se aprecia en la banda de 6-8 años, que se sitúa en los años 70's.
- El segundo tipo exhibe un comportamiento muy similar al observado con el primer tipo, no obstante, la amplitud y persistencia de la fluctuación en los años 40' se presenta menor. Además, en este tipo se aprecia un decaimiento muy importante en la energía espectral, la cual es evidente desde comienzo de los 70's hasta mitad de los 90's. Este comportamiento fue evidente en estaciones bajo régimen poco alterado (ver Figura 7-3 estación 2015).
- Finalmente, el tercer tipo es un comportamiento claramente vinculado a los efectos de los embalses (ver Figura 7-3 estación 5004). En estos espectros se pueden distinguir fluctuaciones de actividad significativa durante los años 40's y principios de los 50's en la banda de 2-6 años, y durante los años 60's y 70's en la banda de 3-8 años. Posterior a este periodo se puede apreciar que la actividad energética en el espectro decae drásticamente, siendo evidente su vínculo con la muy baja magnitud de las fluctuaciones en el régimen de crecidas.

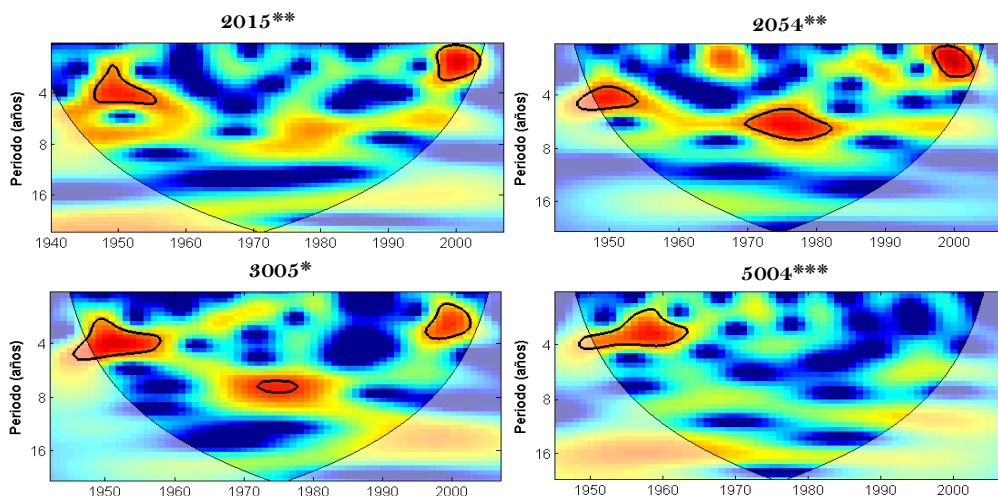


Figura 7-3. La misma que la Figura 7-2 para las series de crecidas anuales de la región Central.

Región Mediterránea:

La inspección de los WPS en series de crecidas en la región Mediterránea, remarca la alta heterogeneidad en los regímenes de crecidas, como se había identificado ya en el capítulo 4. Dentro de los principales hallazgos que se pueden extraer se tiene lo siguiente: se puede apreciar que la actividad energética en los espectros de series de crecidas localizadas en la parte alta del interior de la confederación del Júcar un similar comportamiento al observado en el primer tipo en series de la región Central con cuatro periodo de intensa actividad (ver Figura 7-6 estación 8032). El efecto de los embalses también se puede identificar en aquellas estaciones bajo régimen muy alterado en la región Mediterránea (ver Figura 7-4 estación 7016). En ellas se puede apreciar que la actividad en los espectros es intensa hasta finales de los 70's y la actividad de las fluctuaciones decae drásticamente a partir de los años 80's. La fluctuación de mayor energía se distingue a finales de los años 50's en la banda de 2-4 años, dos fluctuaciones de menor amplitud son las que se perciben en los años 50's en la banda de 6 años y en los años 70's en la banda 6-8 años. Otro comportamiento a destacar es el observado en estaciones de aforo localizadas en las vertientes de la Cordillera Pirenaica y el Sistema Ibérico, donde a pesar de no ser un comportamiento totalmente homogéneo, se distingue que la mayor actividad se tiende a concentrar en la banda 2-6 años. Al igual que en los espectros de series localizadas en la parte alta interior de la confederación del Júcar, se sugieren características espectrales comunes a los observados en series de la región Central. En los espectros de estaciones de aforo cercanas a la costa, así como en la parte baja de la confederación del Ebro no se puede apreciar un patrón en el comportamiento de la actividad espectral.

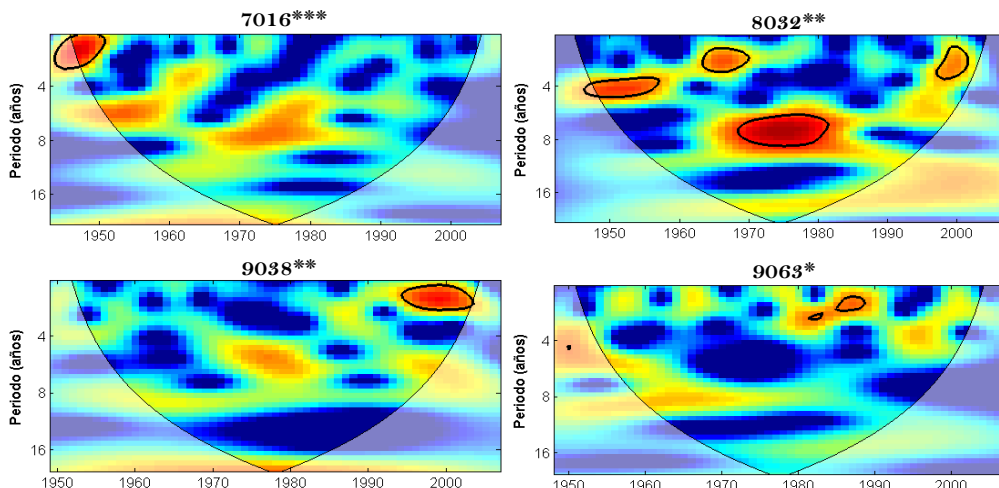


Figura 7-4. La misma que la Figura 7-2 para las series de crecidas anuales de la región Mediterránea.

Resumiendo los resultados obtenidos en esta primera parte de la exploración de la traslación de variaciones climáticas al régimen de crecidas con base en los espectros de potencia *wavelet*. Podemos destacar que son evidentes los cambios en la energía *wavelet* lo cual exhibe los cambios en la varianza que experimentan las variables hidrológicas y climáticas en el tiempo. Estos cambios se podrían explicar ante los síntomas de no estacionaridad presente en las señales, los cuales se habían apreciado previamente en el capítulo 5. Otro punto a destacar en la inspección de los WPS es que demuestra que la actividad energética en los espectros es intermitente, lo cual se traduce en unas componentes de variabilidad que no son continuas y que cambian de intensidad y frecuencia en el tiempo; por tanto nos exhibe que los periodos climáticos vienen y van, y no permanecen durante el periodo de estudio.

Si observamos los espectros y analizamos las áreas en las cuales se identifica una alta actividad energética, podemos mencionar que estos sugieren que puede existir una traslación de las variaciones climáticas a los regímenes de crecidas. En particular respecto de lo observado en los espectros de la AO, la MO y la NAO. También en los espectros de estos patrones de baja frecuencia, se puede apreciar que presentan características espectrales comunes, lo cual es consistente con los resultados observados en el análisis de correlación. Sin embargo, a partir de los resultados hasta ahora observados no nos permiten ser concluyentes. Para poder explorar y confirmar si existe la asociación sugerida entre las áreas de alta actividad energética en los WPS de las variables macroclimáticas e hidrológicas en el dominio espacio-tiempo, como un paso posterior y de acuerdo a lo recomendado por Torrence y Webster (1999) y Labat (2008), se procedió a llevar a cabo el análisis de los espectros cruzados *wavelet* y coherencia *wavelet*, los cuales nos permitirán agudizar en el estudio.

7.2.2 Análisis de los espectros cruzados *wavelet* y coherencia *wavelet*

En este apartado se presentan los resultados en una segunda exploración de la influencia de los patrones de variabilidad de baja frecuencia sobre los regímenes de crecidas en el espacio tiempo-frecuencia. Esta segunda aproximación está basada en el análisis de los CWS y la WCS.

7.2.2.1 *Potencia cruzada wavelet y coherencia wavelet entre las variables macroclimáticas*

La Figura 7-5 y Figura 7-6 resumen los espectros de CWP y WC entre las variables macroclimáticas respectivamente. Enfocándonos en la interpretación de los CWS podemos observar la presencia de alta actividad energética en los espectros, esto nos revela que los patrones de baja frecuencia oscilan en frecuencias comunes en el tiempo, demostrando la significativa covarianza entre las series. La presencia de las características espectrales comunes más significativa se perciben entre los índices AOW, MOw y NAOw (ver Figura 7-3 a, b y e). Se puede apreciar que es en bandas de periodicidad interanual donde se concentra la mayor covarianza entre las 3 series climáticas, siendo de destacar las siguientes: banda de 2-3 años con alta energía dispersa en los años 20's, finales de los 80's y la década de los 90's, siendo esta última en la cual se identifica la mayor covarianza. Una alta energía *wavelet* con una duración prolongada se distingue en periodos alrededor de los 4 y 8 años con cambios en la amplitud, la cual se identifica a finales de los años 50's y termina hasta finales de los 90's. Se puede observar que comienza con una baja amplitud a en la década de los 50's para un periodo alrededor de 4 años, posteriormente pasa a una frecuencia más baja con una mayor amplitud, situándose en la banda de 8 años permaneciendo hasta finales de los 90's. Posteriormente, experimenta un cambio drástico pasando a una frecuencia más alta (periodo mayor) en la cual se mantiene hasta finales de los 90's con una amplitud importante. En lo que se refiere a la relación de fase que se presenta en dichas áreas de alta energía espectral, a este respecto se observa que el patrón dominante de relación entre las variables macroclimáticas es en fase, sin cambios en los vectores sugiriendo una relación cíclica.

Una más débil covarianza en el espacio tiempo-frecuencia es la que se puede observar entre los índices AOW, MOw y NAOw, y el índice WeMOw (ver Figura 7-5c, f) y h)). Solamente es de destacar una alta actividad energética en el espectro entre el AOW y el WeMOw, esta se aprecia dispersa en la banda de 2-3 años, en la banda 4-6 años durante los años 40's y finales de los 60's (Figura 7-5f). También se identifica una alta CWP en frecuencia más bajas, como son las que se observan en las bandas de periodos alrededor de los 8 y 16 años, la cual se sitúa en los años 80's. En lo que se refiere a la relación de fase que se presenta en las áreas de alta energía espectral, se puede distinguir que en general esta se presenta en anti-fase.

Por otro lado, en lo que se refiere al CWS entre los índices WeMOw y Niño 3.4, se puede ver que este revela la presencia de áreas espectrales de alta energía *wavelet*, las cuales se concentran en la banda de 3-7 años (ver Figura 7-5j). Se puede identificar cuatro actividades intensas en esta banda: la primera en la banda 4-6 años desde 1910 hasta los primeros años de los 50's. Las otras áreas se aprecian en la banda de 4 años durante los 70's y en la banda 5-8 años desde finales de los 80's hasta finales de los 90's. En lo que

respecta a la relación de fase, no es posible distinguir un patrón específico, ya que esta se presenta tanto en fase como en anti-fase, así mismo se observan cambios de ángulo en los vectores que sugieren la presencia de rezagos en la relación. En cuanto a los resultados que se observan en los espectros de CWP entre el índice Niño 3.4 y los índices AOw, MOw y NAOw, podemos mencionar que se pueden observar áreas de energía espectral común, las cuales se identifican en las bandas de 2-4 años (1960-1970), 4-6 años (1935-1950 y 1985-2000) y 6-8 años (1910-1920). Sin embargo, la significancia estadística de estas se presenta menor. Por otro lado, el análisis de la relación de fase en aquellas áreas de energía espectral común, no muestra un patrón de fase generalizado, presentándose tanto áreas en fase como anti-fase. Aunado a lo anterior se distinguen cambios en la dirección de los vectores con ángulos de 90°, lo cual nos sugiere la presencia de rezagos en la relación.

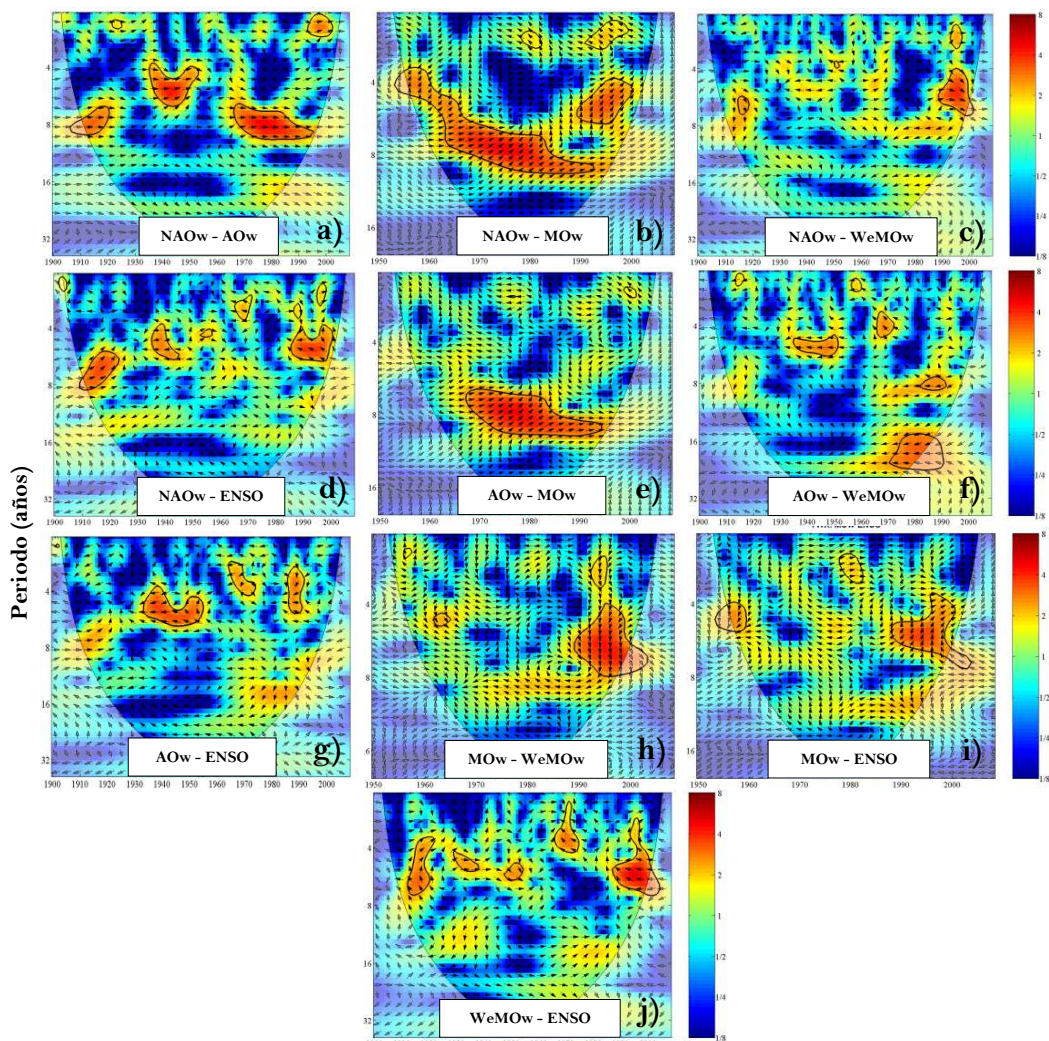


Figura 7-5. CWP entre las variables macroclimáticas. Los contornos de línea negra gruesa indican energía espectral significativa para el 95%, mientras la línea negra delgada el cono de influencia. La relación de fase entre las variables se identifica con los vectores.

En la Figura 7-6 se concentran los WCS entre las variables macroclimáticas. La construcción de estos espectros nos permite analizar si las series covarían en una misma frecuencia no importando que no presenten una alta potencia espectral como en el caso de los CWS. Si analizamos la WC entre los índices AOw, MOw y NAOw, podemos observar la alta WC que se presenta en los espectros (ver Figura 7-6a, b y f), lo que nos corrobora la fuerte asociación que existe entre estos patrones de baja frecuencia, que como se puede apreciar covarían tanto en las altas como en las bajas frecuencias. Por otro lado, una débil coherencia en general, es la que se puede distinguir en los espectros entre el NAOw y el WeMOw, así como entre el MOw y el WeMOw, siendo evidente que no se aprecian áreas de alta WC (ver Figura 7-6 c y h). En este mismo sentido nos podemos referir a los observados entre los índices AOw, NAOw y MOw con el índice Niño 3.4, en los cuales se aprecia que solo alta CW se aprecia de forma dispersa en la banda de 2-3 años, algunas áreas de alta CW también se distinguen en la banda de 4-8 años las cuales se sitúan durante 1900-1920, así como en los años finales de los 30's y finales de los 90's (ver Figura 7-6d, g y i). Finalmente, en lo que concierne al análisis del CWS entre el AOw y el WEMOw, este sugiere la presencia de una alta CW. Las áreas de CW significativa se puede identificar en la banda de 4-6 años en la década de los 40's y los 70's, también se distingue una alta coherencia en frecuencia más bajas como las que se observan en la banda de 7-12 años en los primeros años del siglo XX (1900-1920), así como en la banda de 10-18 años la cual se sitúa desde los primeros años de los 50's hasta finales de los 90's. Si analizamos la relación de fase en las bandas de alta coherencia, se puede ver que esta se presenta en fase entre la AOw, MOw y NAOw con una relación cíclica, mientras que entre el AOw y WeMOw esta resulta en anti-fase. Una compleja relación es la que se aprecia en los espectros con el Niño 3.4, con el cual se percibe cambios de fase, así como cambios de ángulo en los vectores.

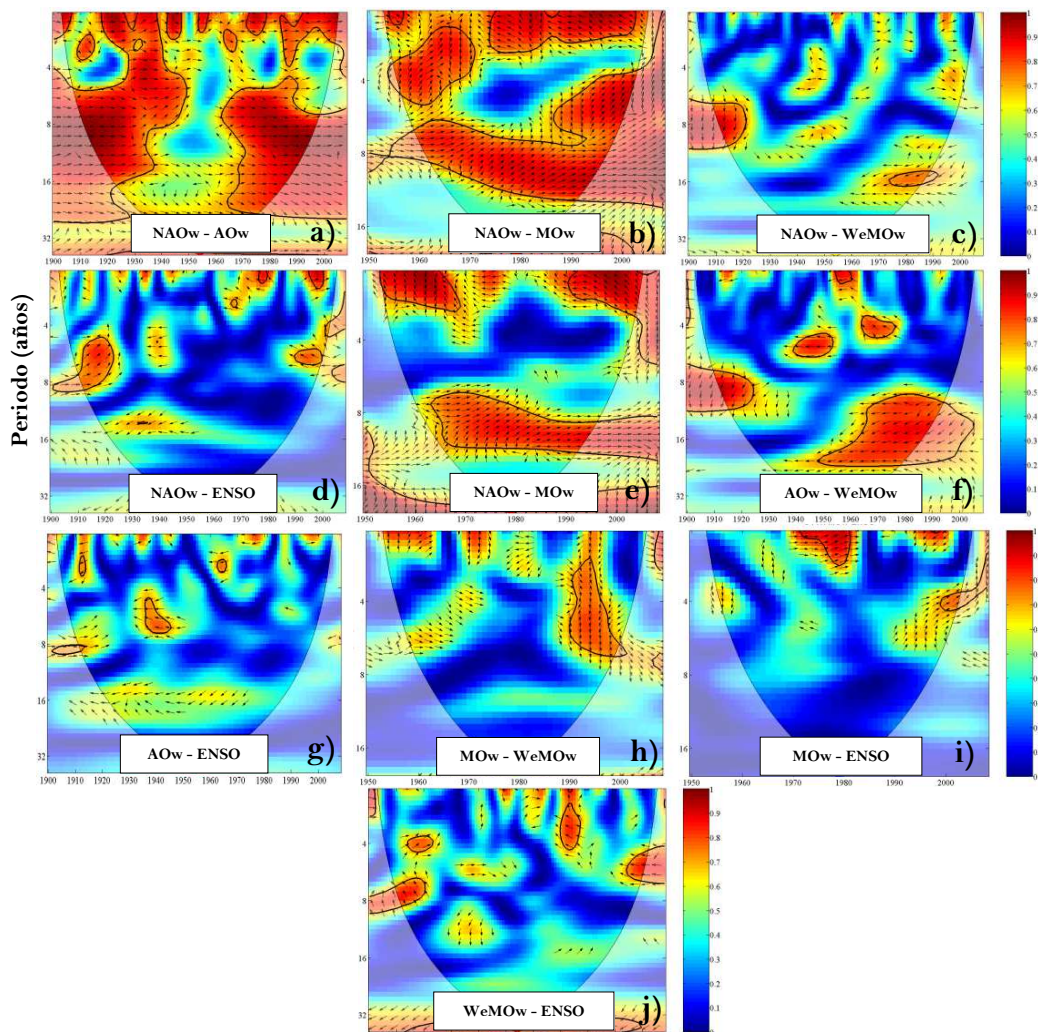


Figura 7-6. WC entre las variables macroclimáticas. Los contornos de línea negra gruesa indican energía espectral significativa para el 95%, mientras la línea negra delgada el cono de influencia. La relación de fase entre las variables se identifica con las flechas.

7.2.2.2 Potencia cruzada wavelet y coherencia wavelet entre las series de crecidas anuales y las variables macroclimáticas

A continuación se muestran y analizan los resultados obtenidos en la construcción de los CWS y WCS entre las series de crecidas anuales y los índices de las variables macroclimáticas. En este apartado y dada la alta asociación entre los patrones de baja frecuencia de la AO, la MO y la WeMO, que se pudo observar tanto en los WPS como en los WCS, y los cuales son consistentes con los resultados obtenidos en el análisis FOEs (con el que se observó que la primera componentes de las variables macroclimáticas explicaba el 54% de la varianza, sintetizando esta componente el comportamiento de los

tres patrones de baja frecuencia), solamente se presentan los resultados utilizando el índice NAOw. Esto con el objetivo de no redundar los resultados ya que conclusiones similares se pueden extraer de los tres análisis.

Con el objetivo de ser concisos en los resultados obtenidos con base en las 85 series de crecidas, solamente se presentan espectros característicos para cada una de las regiones de estudio. Estos espectros se seleccionaron tomando en cuenta que fueran los más representativos para cada región, y en los fuera más claros los resultados expuestos.

7.2.2.2.1 Región Norte

La Figura 7-7 y Figura 7-8 muestra la CWP y WC entre las series de crecidas anuales y el índice NAOw en la región Norte. Se puede apreciar en ambos espectros la presencia de bandas espectrales de alta energía *wavelet* y alta coherencia, resultando en algunos casos estas significativas para el 95% de nivel de confianza. Analizando los CWS se puede apreciar que la áreas con mayor actividad energética se concentran en la banda de 2-3 años y 4-8 años, para el caso de la primera actividad esta se presenta dispersa, identificándose que es en la década de los 90's donde se identifica una mayor intensidad (ver Figura 7-7). En lo que respecta a la banda de 4-9 años, se puede apreciar que se distinguen 3 intensas actividades, la primera se sitúa en la banda de 6-8 años desde la mitad de los años 50's hasta finales de los 60's, la segunda se observa en la banda de 8-9 años en los años 70's y 80's y la tercera en la banda de 4-6 años en los años 90's. Se puede distinguir en los espectros que la relación entre las variables se presenta en anti-fase, es importante mencionar que aunque en las más bajas frecuencias se identifica una relación cíclica, en las altas frecuencias esta exhibe un rezago en la señal, esto se aprecia en los cambios de dirección de los vectores, los cual sugeriría que la señal de la NAO antecede a la de los caudales.

La inspección de los WCS nos revela que áreas de alta coherencia se presentan en la banda de 2-3 años de forma dispersa, siendo durante los últimos años de los 40's y la década de los 70's en los cuales se identifica una coherencia significativa. Una coherencia significativa en frecuencias más bajas también se observa, las cuales se identifican en la banda 4-5 años en los primeros años de los 50's y 4-6 años durante la década de los 90's. En cuanto a la relación de fase en los espectros de coherencia, en la baja frecuencia esta se distingue en anti-fase, mientras que en las frecuencias más altas no se distingue un patrón definido, ya que se aprecian cambios en los vectores.

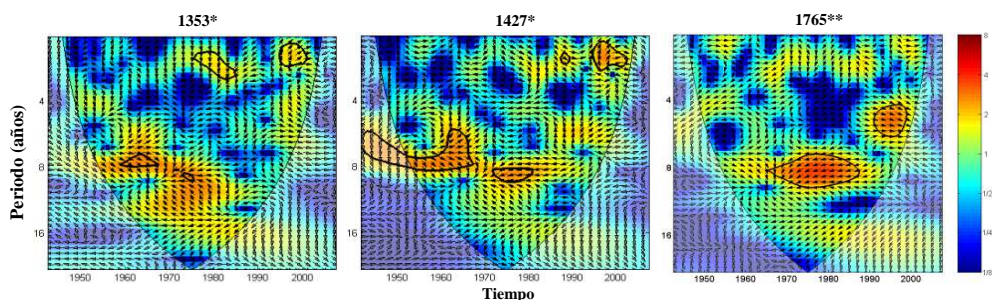


Figura 7-7. CWP entre las series de crecidas anuales y el NAOw en la región Norte. Los contornos de línea negra gruesa indican energía espectral significativa para el 95%, mientras la línea negra delgada el cono de influencia (*régimen natural, **régimen poco alterado, ***régimen muy alterado).

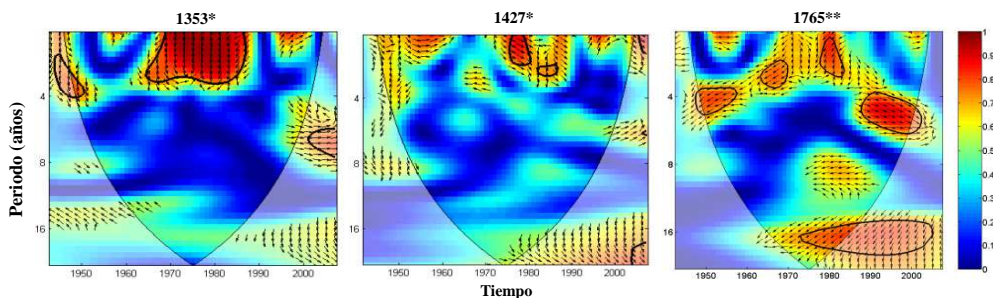


Figura 7-8. WC entre las series de crecidas anuales y el NAOw en la región Norte. Los contornos de línea negra gruesa indican energía espectral significativa para el 95%, mientras la línea negra delgada el cono de influencia (*régimen natural, **régimen poco alterado, ***régimen muy alterado).

La Figura 7-9 muestra los CWS entre las series de crecidas en la región Norte y el WeMOw. La inspección de la CWP revela la existencia de una alta energía *wavelet* en las bajas frecuencias, lo cual demuestra que existe una importante asociación entre las fluctuaciones que experimentan la WeMO y el régimen de crecidas, la cual se aprecia de mejor manera en las series de las estaciones 1353 y 1765. Las bandas espectrales de alta energía *wavelet* son: 2-3 años de 1965-1970, 3-4 años de 1995-2000, 6-8 años de 1955-1965 y 4-7 años de 1990-2000. También se observa que en los CWS con series de crecidas localizadas más al oeste de la región Norte se identifica una alta actividad energética en la banda 8-10 años, que se sitúa a finales de los 60's y primero años de los 70's (ver Figura 7-9 estación 1765). La relación de fase que se presenta en las áreas de alta actividad energética es una relación cíclica claramente en fase.

Los resultados del análisis de los WCS, exhiben una alta WC en los espectros representativos de la región Norte, los cuales se muestran en la Figura 7-10. La CW que nos muestra la intensidad de la covarianza observada en el CWS, refuerza la importante asociación entre las fluctuaciones de la WeMO con el régimen de crecidas en la región Norte. Las aéreas espectrales de coherencia significativa para el 95% de nivel de confianza, se observan en las bandas de 2-3 años de 1950-1955 y 1965-1970, 6-8 años de los primero años de los 90's hasta los primero años del siglo XX y 8-10 años desde los últimos años de los 40's hasta los últimos años los 70's. Así mismo, se distingue en las áreas de características espectrales comunes, un patrón generalizado de relación en fase entre las series de tiempo, sin identificarse cambios de fase ni rezagos.

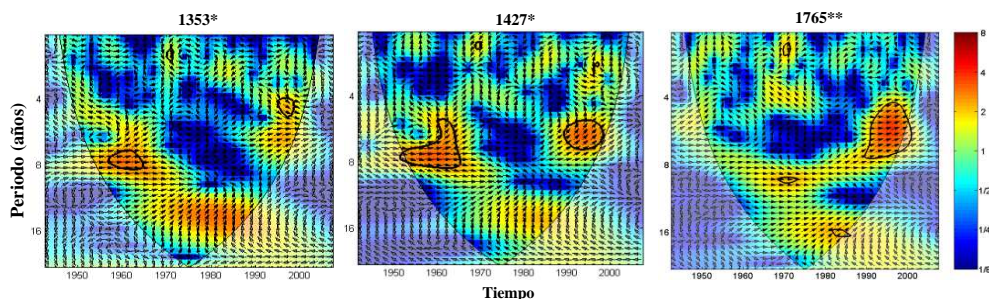


Figura 7-9. Igual que la Figura 7-7 solo que entre las series de crecidas anuales y el WeMOw.

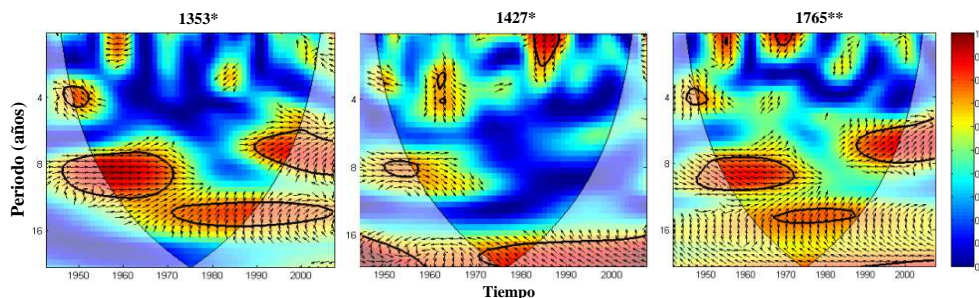


Figura 7-10. Igual que la Figura 7-8 solo que entre las series de crecidas anuales y el WeMorv.

En cuanto a el análisis de la CWP y WC correspondiente a las series de crecidas en la región Norte y el índice Niño 3.4 que caracteriza el fenómeno ENSO. El CWS revela la presencia de bandas de periodicidad interanual de alta energía *wavelet*, específicamente en las bandas de 2-4 años de 1970-1975, 1985-1990 y 1995-2000, 4-6 años de 1975-1985 y 6-8 años de 1950-1960 (ver Figura 7-11). Por otro lado, los WCS de la Figura 7-12, muestran la presencia de extensas áreas de coherencia *wavelet* significativa (para el 95% de nivel de confianza) para las bandas de 2-4 años de 1970-1980 y 1985-1990, y 4-6 años de 1955-1960. También se identifica una banda de alta coherencia en frecuencias más bajas (alrededor de 12-16 años de periodo) la cual se sitúa desde los primeros años de 60's hasta finales de los años 80's. Si observamos la relación de fase en los espectros, se observan complejos cambios en la relación entre las señales, las cuales se presentan tanto en fase como en anti-fase. No obstante, un punto a destacar es que en aquellas áreas en que se presenta una mayor amplitud esta se presenta en fase. Estos resultados nos sugieren que podría existir una asociación con los eventos el ENSO en las frecuencias más bajas en la región Norte.

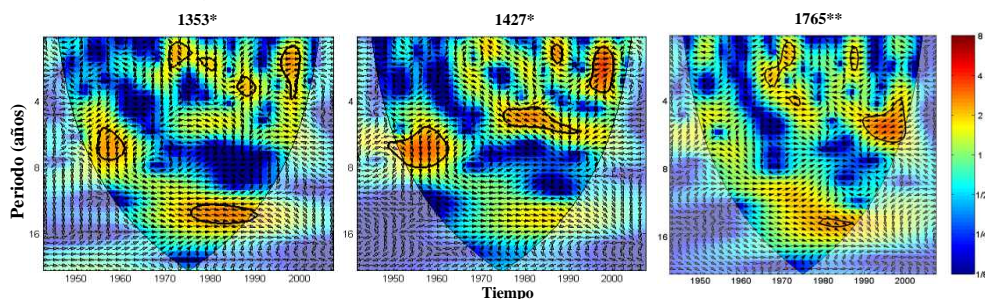


Figura 7-11. Igual que la Figura 7-7 solo que entre las series de crecidas anuales y el índice Niño3.4.

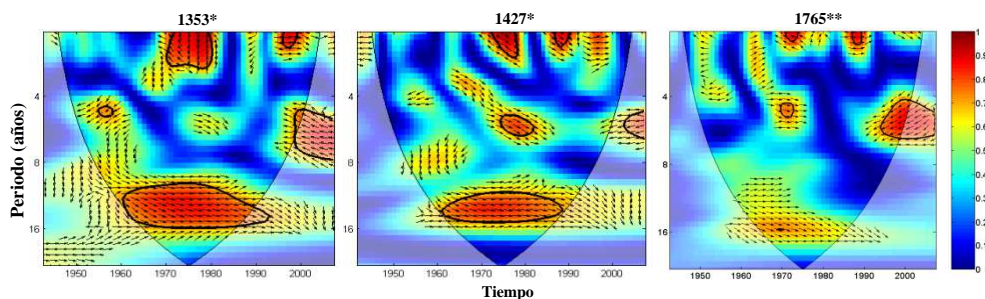


Figura 7-12. Igual que la Figura 7-8 solo que entre las series de crecidas anuales y el índice Niño3.4.

7.2.2.2 Región Central

En la Figura 7-13 se despliegan los espectros de CWP entre las series de crecidas en la región Central y el NAOw. El análisis de los espectros exhibe extensas áreas de alta energía espectral significativa para el 95% de nivel de confianza. Analizando los espectros resulta evidente que la alta energía *wavelet* se concentra de manera importante en las bandas de 2-3 años y 4-8 años. En la primera la energía espectral se puede ver que esta se presenta de manera dispersa, siendo de destacar en los últimos años de 80's y finales de los 90's, para los cuales la energía *wavelet* es significativa. Para la banda 4-8 años se puede ver que la energía *wavelet* cambia de frecuencia: en un primer plano se distingue una alta actividad energética en la banda 4 años la cual se sitúa durante los años 50's, posteriormente esta pasa a una frecuencia más baja (alrededor de los 8 años) que se puede observar desde los últimos años de los 60's hasta el comienzo de los 80's, y finalmente se presenta para una periodo entre 4 y 6 años ubicándose durante la década de los 90's. En cuanto a la inspección de la relación de fase, se aprecia que esta se presenta en anti-fase.

Pasando al análisis de la WC, esta confirma lo observado en los CWP mostrando una alta coherencia entre las fluctuaciones del régimen de crecidas en estaciones de aforo en la región Central y las experimentadas por la NAO (Figura 7-14). Se puede apreciar que es en las bandas de periodicidad interanual en las cuales se presenta la WC significativa. Las áreas de alta coherencia se presentan como sigue: en la banda de 2-3 años en los últimos años de los 80's y últimos años de los 90's, banda de 3-4 años desde los últimos años de los 40's hasta finales de los 60's y en la banda de 6-9 años durante las décadas de los 70's y 80's. Al igual que los CWS se aprecia que la relación es en anti-fase. Un mayor amplitud en las áreas de alta coherencia se distingue en las estaciones bajo régimen natural (ver Figura 7-14 estaciones 3001 y 3005).

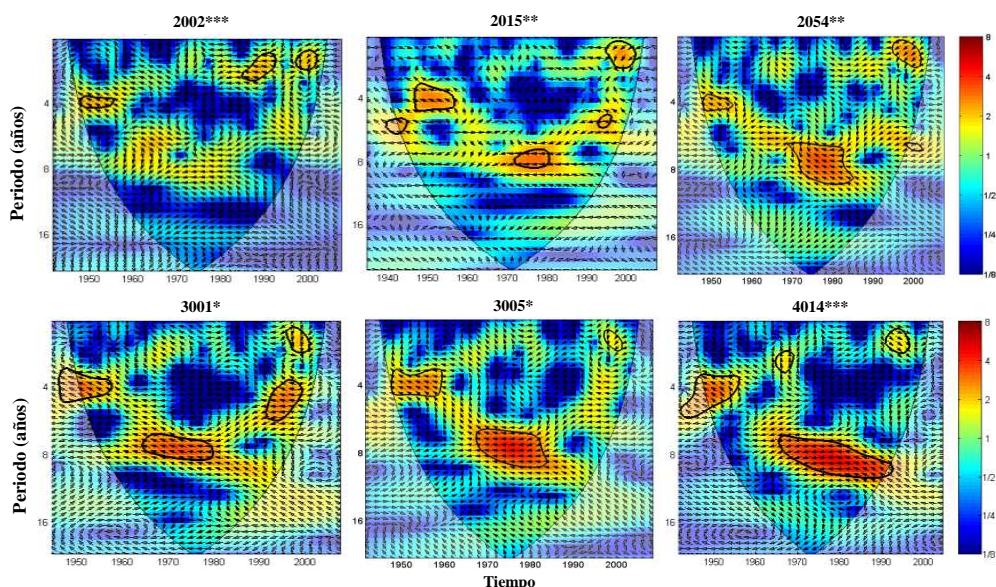


Figura 7-13. CWP entre las series de crecidas anuales y el NAOw en la región Central. Los contornos de línea negra gruesa indican energía espectral significativa para el 95%, mientras la línea negra delgada el cono de influencia (*régimen natural, **régimen poco alterado, ***régimen muy alterado).

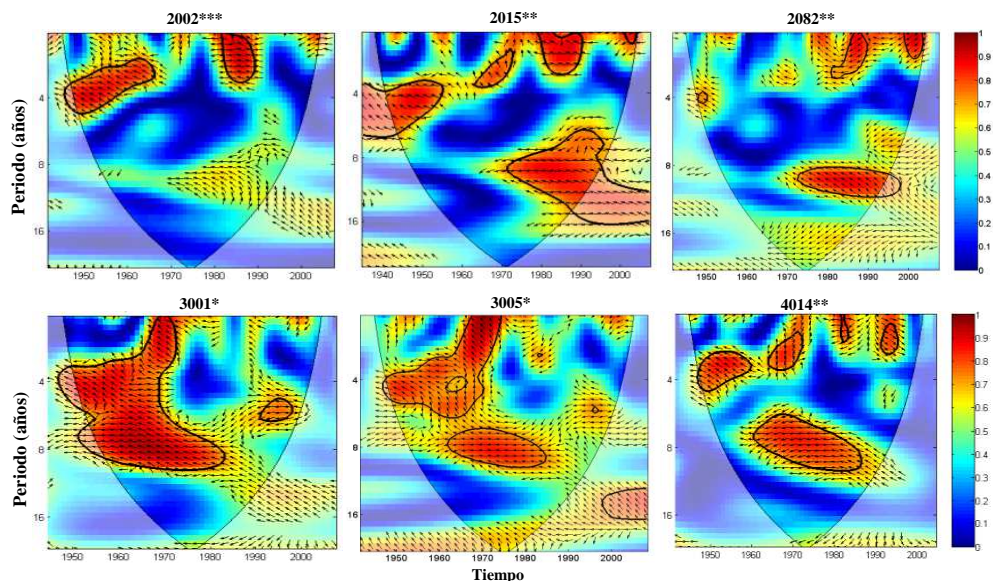


Figura 7-14. WC entre las series de crecidas anuales y el NAOw en la región Central. Los contornos de línea negra gruesa indican energía espectral significativa para el 95%, mientras la línea negra delgada el cono de influencia (*régimen natural, **régimen poco alterado, ***régimen muy alterado).

La Figura 7-15 muestra los espectros de CWP entre las series de crecidas anuales y el WEMOW en la región Central. La inspección de los CWS exhibe en general una débil actividad energética en los espectros, lo cual sugiere que los modos de variabilidad de las fluctuaciones en el régimen de crecidas en las estaciones de aforo en la región Central se encuentran poco vinculadas a los modos dominantes de variabilidad en la WeMO. Del análisis de los espectros solo se distinguen áreas de características espectrales significativas en las bandas de 3-4 años de 1950-1960 y 4-6 años de 1990-2000. Sin embargo, la relación de fase se denota compleja sin poderse percibir un patrón definido. En lo que respecta a los WCS se denota al igual que en los CWS una débil intensidad en la coherencia, las áreas de alta coherencia se presentan en las bandas espectrales para los periodos de 2-3 años de 1950-1955 y 4-8 años de 1955-1960 y 1995-2000. La relación de fase en las áreas de alta WC con el WeMOW tampoco resulta clara, ya que se pueden apreciar complejos cambios en la dirección similar a los observados en los CWS.

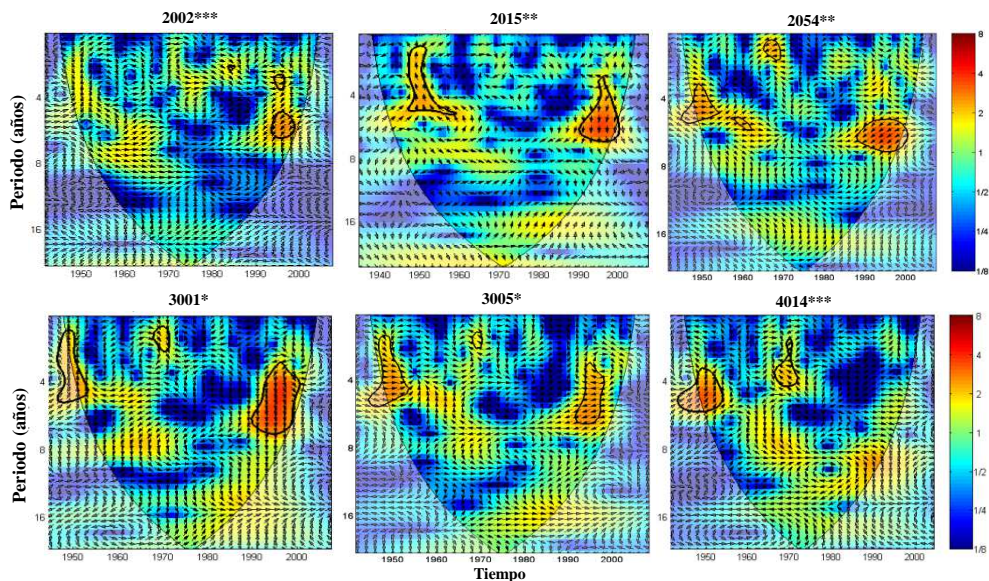


Figura 7-15. Igual que la Figura 7-13 solo que entre las series de crecidas anuales y el WeMOw.

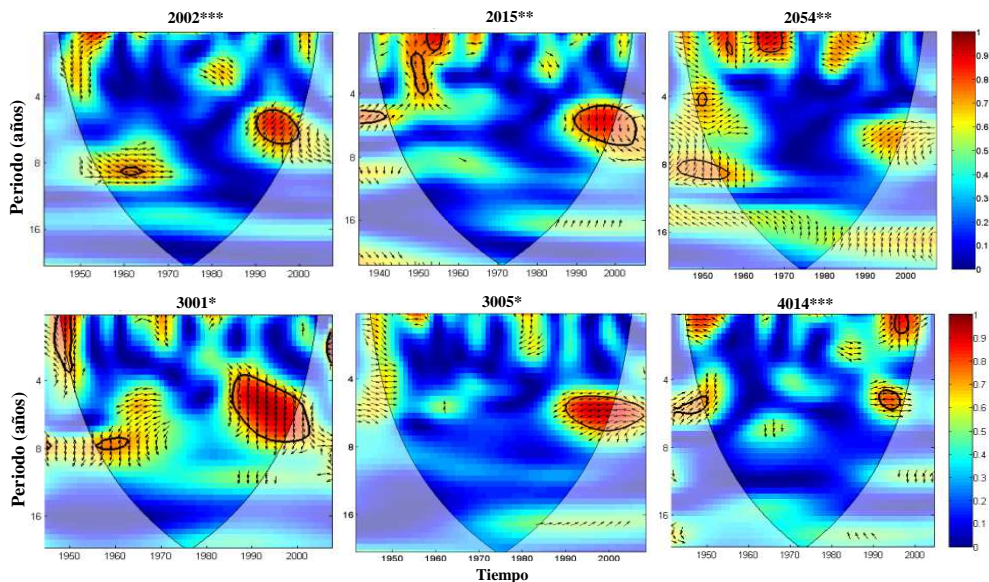


Figura 7-16. Igual que en la Figura 7-14 solo que entre las series de crecidas anuales y el WeMOw.

La Figura 7-17 y Figura 7-18 exhiben la CWP y WC entre las series de crecidas anuales y el índice Niño 3.4 en las estaciones de aforo tomadas como representativas en la región Central. El análisis de la energía *wavelet* en los CWS revela áreas de alta actividad energética común, las cuales se identifican en las bandas de 3-4 años que se presenta dispersa durante las décadas de los 80's y 90's. Un cambio en la frecuencia de las áreas de alta actividad se identifica durante la década de los 50's y 70's en los cuales estas se presentan para los periodos 4-6 años. Respecto de la inspección de los WCS, características espectrales comunes también se pueden identificar, como se puede apreciar

para las bandas de 2-3 años durante 1965-1970 y 3-4 años durante 1970-1975. Cambios en la relación de fase también se identifican en el análisis *wavelet* con series de crecidas en la región Central con el índice Niño 3.4. De hecho se puede observar en los espectros tanto de CWP y WC, que la relación cambia de fase a anti-fase, además de identificarse ángulos en la relación de 90° que sugieren la presencia de rezago en la asociación de las fluctuaciones de las series.

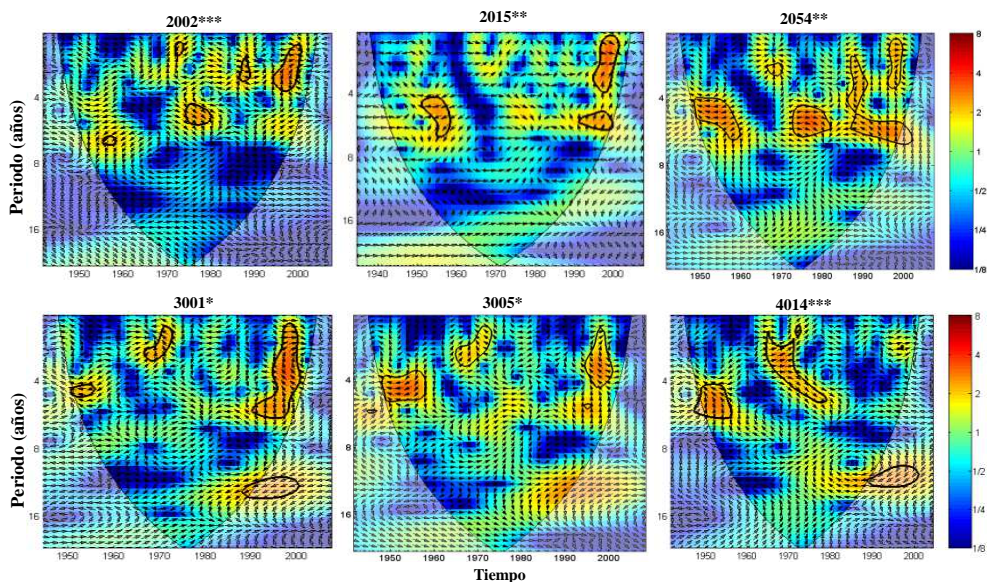


Figura 7-17. Igual que la Figura 7-13 solo que entre las series de crecidas anuales y el índice Niño 3.4.

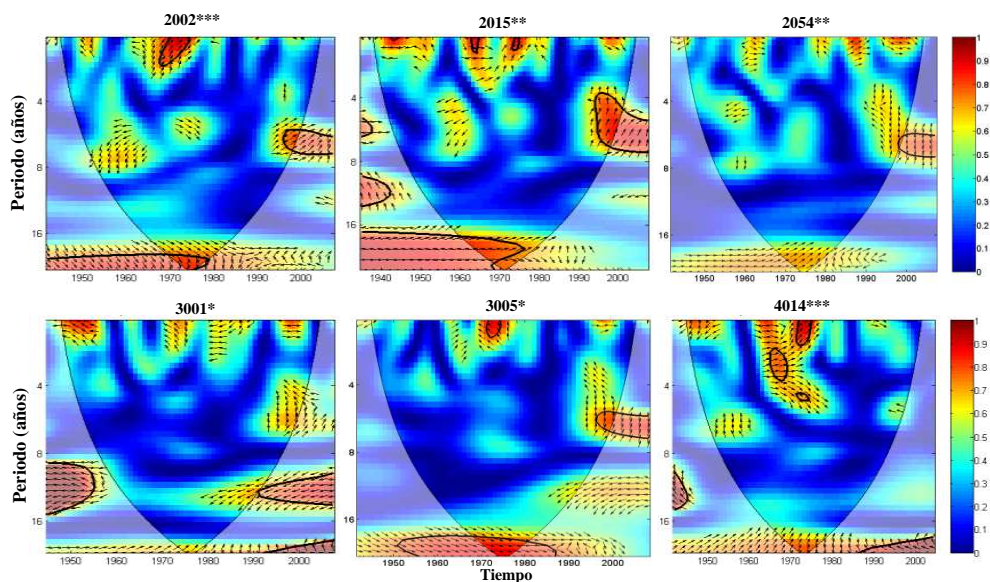


Figura 7-18. Igual que la Figura 7-14 solo que entre las series de crecidas anuales y el índice Niño 3.4.

7.2.2.2.3 Región Mediterránea

La Figura 7-19 presenta los CWS entre las series de crecidas y el índice NAOw para la región Mediterránea, donde se presentan los 6 casos representativos seleccionados. Se puede observar en los espectros la presencia de un importante número de áreas con una alta energía *wavelet* significativa (95% de nivel de confianza). Estas áreas se aprecian de manera particular en las bandas de 2-3 años durante los últimos años de los 80's y primero años de los 90's, 3-4 años situada en los años 50's y 6-8 años durante la década de los 90's. Enfocándonos ahora en el análisis de la WC para las 6 estaciones de aforo seleccionadas, se pueden distinguir bandas con coherencia *wavelet* significativa (ver Figura 7-20). Se puede apreciar del análisis de los WCS que es en las bandas 2-3 años durante la década de los 90's y 4-9 años en los años 50's y 60's en las cuales se sitúan las áreas de alta coherencia. Es evidente que la asociación entre el régimen de crecidas y la NAO cambia en frecuencia y es intermitente en el tiempo. En cuanto a la inspección de la relación de fase entre las series de crecidas y el índice NAOw en aquellas áreas de alta energía espectral y coherencia, esta sugiere un marcado patrón de relación en anti-fase. Es importante mencionar que los espectros que se presentan en la Figura 7-19 son aquellos en los cuales se identificó una asociación más significativa. Esta se identificó en estaciones de aforo localizadas en la parte alta del interior de la confederación del Júcar, y en cuencas de la vertiente del Sistema Ibérico y la cordillera Pirenaica. Resultados con una pobre asociación fueron observados con estaciones con un alto grado de regulación, así como con estaciones localizadas más cercanas a la costa Mediterránea.

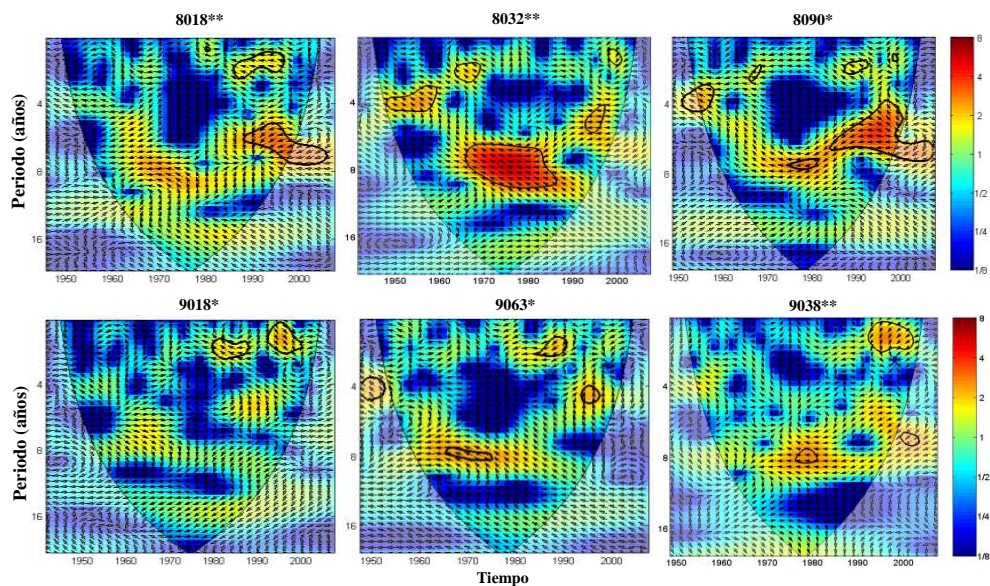


Figura 7-19. CWP entre las series de crecidas anuales y el NAOw en la región Mediterránea. Los contornos de línea negra gruesa indican energía espectral significativa para el 95%, mientras la línea negra delgada el cono de influencia (*régimen natural, **régimen poco alterado, ***régimen muy alterado)..

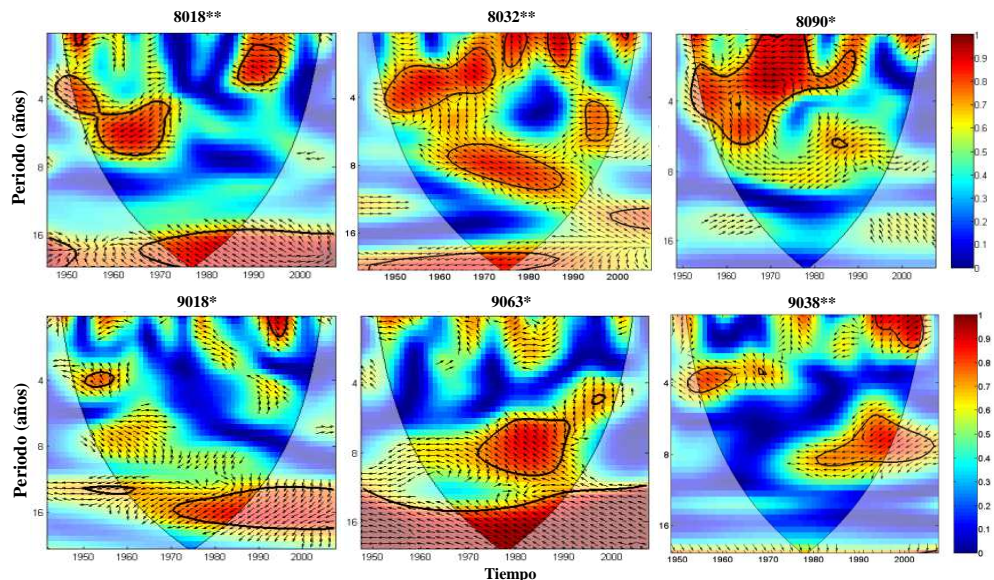


Figura 7-20. WC entre las series de crecidas anuales y el NAOw en la región Mediterránea. Los contornos de línea negra gruesa indican energía espectral significativa para el 95%, mientras la línea negra delgada el cono de influencia (*régimen natural, **régimen poco alterado, ***régimen muy alterado)..

En el análisis de la influencia de la WeMO en las fluctuaciones de los regímenes de crecidas en la región Mediterránea a través de los CWS y CW, nos revela que las bandas de mayor actividad en los espectros con el WeMOw se concentran de manera dominante en bandas para los periodos entre 2-6 años. La inspección de la CWP muestra que en la banda 2-3 años la alta actividad energética se aprecia en la década de los 80's, mientras que en la banda 3-4 años esta se presenta en los años 70's. Otro periodo de intensa actividad es el que se observa en la banda 3-7 años, la cual se identifica en los años 90's. En lo que respecta a la revisión de los WCS, estos revelan una alta coherencia significativa en los espectros, la cual se identifica para las bandas 2-3 años y 4-8 años, mostrando la alta covarianza que se presenta entre el WeMOw y el régimen de crecidas en estaciones de aforo en la región Mediterránea. En la bandas de 2-3 años la coherencia significativa se muestra dispersa para diferentes periodos de tiempo, siendo evidente la mayor significancia en los primero años de los 50's y finales de los 80's. Por otro lado, en la banda de 4-8 años, esta se aprecia que en los años 60's esta se presenta en la banda 4-5 años, mientras que en los años 60's y 90's esta se presenta en la banda 6-8 años. La evaluación de la relación de fase en las bandas espectrales en las cuales se detectaron características espectrales comunes, no se identifica un patrón de relación dominante.

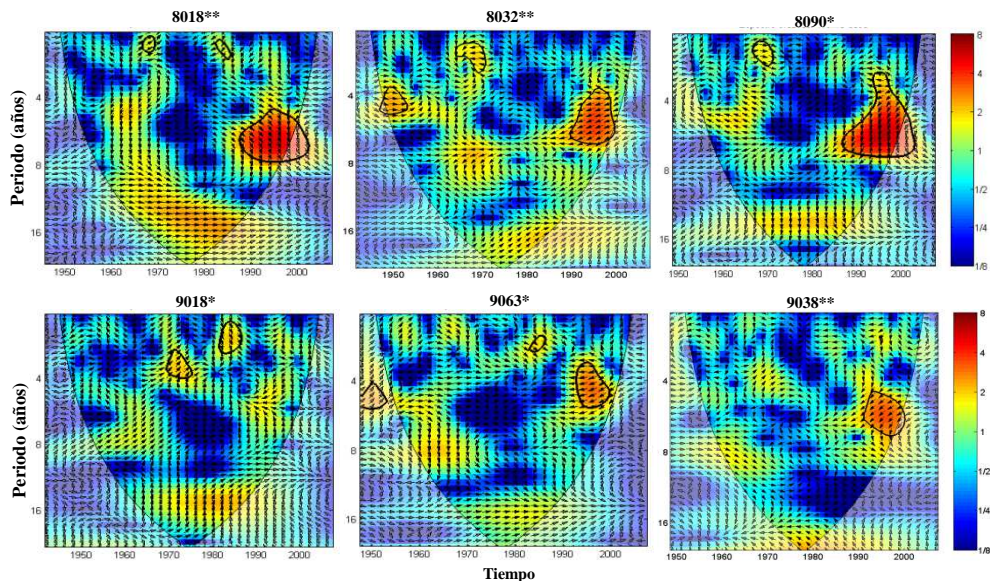


Figura 7-21. Igual que la Figura 7-19 entre las series de crecidas anuales y el WeMOw.

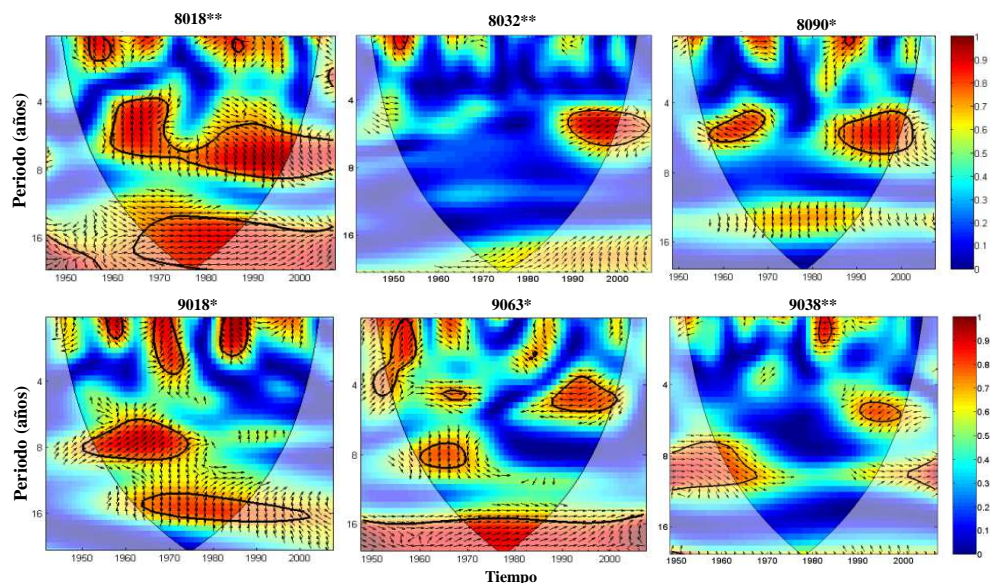


Figura 7-22. Igual que la Figura 7-20 entre las series de crecidas anuales y el WeMOw.

Finalmente, en cuanto a los resultados en el análisis de la influencia del ENSO en los regímenes de crecidas en la región Mediterránea a través de los CWS y CW. La Figura 7-23 y Figura 7-24 muestran los resultados de la CWP y WC en el análisis de la influencia de las fluctuaciones en la WeMO en el régimen de crecidas en la región Mediterránea. Los CWS exhiben que la mayor actividad energética se presenta en la banda de 2-6 años. En la banda de 2-3 años la alta covarianza se exhibe dispersa en

diferentes periodos de tiempo, siendo evidente que en las décadas de los 80's y 90's donde se identifican la mayor actividad en los espectros. En la banda espectral 2-6 años se muestra también una significativa actividad energética en el espectro durante las décadas de los 80's y 90's, observándose un cambio en los periodos pasando de 2 a 6 años. Una nula actividad energética se revela en las décadas de los 50's y 60's. Por otro lado, el análisis de los espectros de coherencia revela que la CW significativa ocurre en las bandas espectrales 2-3 años de forma dispersa, mientras que en la banda 4-6 años esta se distingue en la década de los 70's y 80's. La relación de fase en las bandas espectrales en las cuales se identifica una alta actividad en los espectros muestra que esta se presenta en fase durante los periodos de significativa actividad en los años posteriores a 1970, mientras que una relación en anti-fase se presentan en los años 50's.

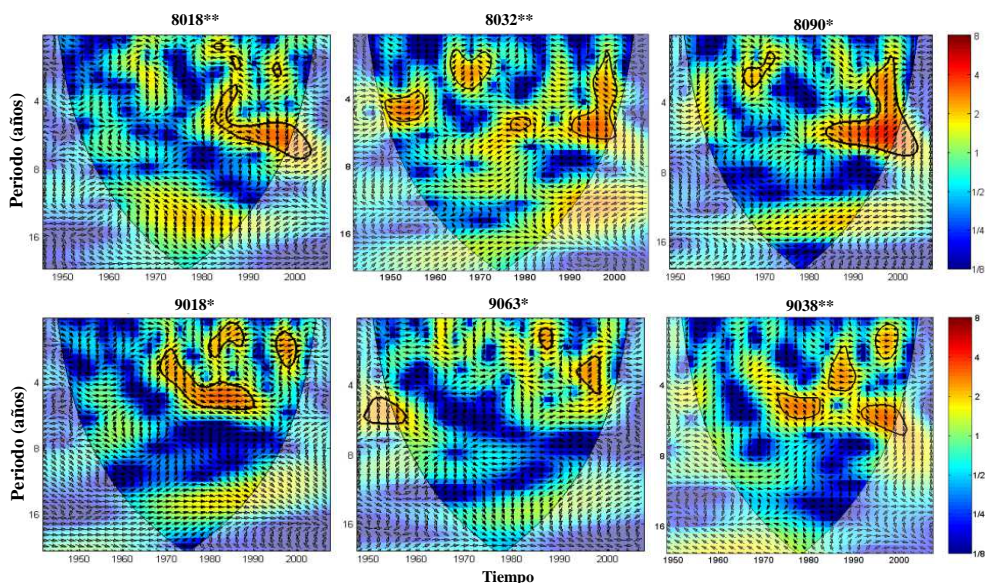


Figura 7-23. Igual que la Figura 7-19 entre las series de crecidas anuales y el índice Niño 3.4.

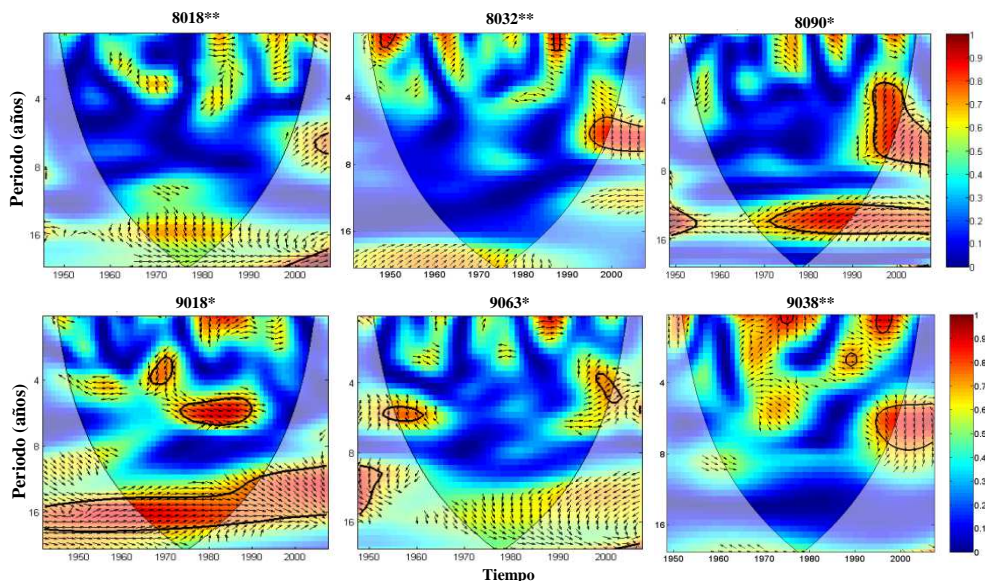


Figura 7-24. Igual que la Figura 7-20 entre las series de crecidas anuales y el índice Niño 3.4.

7.3 Discusión de resultados

El abordar la teleconexión entre el régimen de crecidas y las variable macroclimáticas con un diferente enfoque al del análisis de correlación, resultaba necesario dada la alta variabilidad en la respuesta de los ríos a los patrones de variabilidad de baja frecuencia. Así como ante las evidentes desviaciones del supuesto de estacionaridad observadas en el capítulo 5 en el comportamiento de los regímenes de crecidas. Es importante destacar el potencial de la transformada *wavelet* continua y otros indicadores *wavelet* (CWP y WC) para el análisis de series de temporales, las cuales conducen a evidentes mejoras en el exploración de sus fluctuaciones y la variación de éstas en el tiempo. Se demuestra que el análisis *wavelet* se debe utilizar de manera más sistemática con preferencia sobre un análisis clásico de Fourier. Lo anterior debe ser considerado particularmente en series temporales en hidrología, ya que las componentes del ciclo hidrológico en general experimentan una evidente desviación del supuesto de estacionaridad.

Enfocándonos en los resultados obtenidos, un primer punto a destacar, es que la los espectros de potencia *wavelet* nos corroboraron la ausencia de estacionaridad en el comportamiento tanto de las series de crecidas como de las series climáticas, lo cual fue patente en los cambios en la varianza que se identificaron en los espectros. Otro punto a destacar es que nos permitió distinguir los modos dominantes de variabilidad, así como la intermitencia de estos, demostrando que estos no se mantienen durante el periodo de registro. Se pudo apreciar también a través del análisis *wavelet* que las fluctuaciones tanto en las series de crecidas como en las variables macroclimáticas cambian en frecuencia, amplitud y duración, pudiéndose identificar ciertas similitudes en los periodos de mayor actividad.

El análisis de la CWP y WC entre las variables macroclimáticas mostró claras evidencias de la alta energía *wavelet* y coherencia que se presenta entre los patrones de variabilidad de la AO, la MO y la NAO, poniendo en evidencia que estos covarían en las mismas frecuencias en el tiempo. Estos resultados son consistentes con los observados en el análisis FOEs, el cual exhibió la existencia de una alta correlación asumiendo los valores promedio de los índices para los meses invernales.

En cuanto a la evaluación de la influencia de los patrones de baja frecuencia en los regímenes de crecidas en ríos de la España peninsular a través de la inspección de los CWS y WCS, debemos destacar que estos muestran la existencia de una fuerte influencia de los cambios en frecuencia y amplitud de las fluctuaciones en las variables macroclimáticas en los regímenes de crecidas. En particular es de resaltar que los modos dominantes de variabilidad en la AO, la MO y la NAO impactan claramente en la variabilidad de los regímenes de crecidas en un número importante de estaciones de aforo.

La exploración de la teleconexión en el espacio tiempo-frecuencia entre las series de crecidas y los patrones de baja frecuencia en la región Norte a través del análisis *wavelet*, mostró que la actividad de las fluctuaciones en los regímenes de crecidas está fuertemente asociada a los cambios en los patrones de la AO, la NAO y la WeMO. Dicha asociación se pudo ver principalmente con estaciones de aforo localizadas en la parte más occidental de la región, mientras que con estaciones cercanas a la costa la asociación es más débil.

La evaluación de la teleconexión por medio del análisis *wavelet* en la región Central, muestra la importante influencia que ejercen las fluctuaciones de los patrones de baja frecuencia de la AO, la MO y la NAO, en los cambios que experimentan las crecidas en cuencas de esta región. Se pudo observar también que los cambios inducidos por los embalses afectan de manera importante el régimen de crecidas, siendo evidente en aquellas estaciones que experimentan un alto grado de regulación que la alta actividad energética en el CWP y el CWS decae drásticamente, lo cual refleja que las fluctuaciones en los regímenes de crecidas no presentan vínculos con los patrones de variabilidad.

Por otro lado, la teleconexión en la región Mediterránea es claramente más compleja. Se identificó que las fluctuaciones dominantes de variabilidad en la AO, la NAO y la MO, ejercen una influencia en estaciones localizadas en la parte alta interior de la confederación del Júcar y la confederación del Ebro. Un decaimiento en la influencia es la que se identificó conforme se analizaron estaciones más cercanas a la costa. Así mismo, al igual que en estaciones de la región Central fue evidente el alto impacto de la regulación por embalses. También se identificó en esta región una asociación entre las fluctuaciones del régimen de crecidas con la WeMO, la cual fue particularmente evidente con estaciones de aforo ubicadas en la confederación del Ebro.

En lo que respecta a los resultados observados en el análisis con el fenómeno ENSO, es evidente que la relación no es contundente y clara. El análisis de los WPS y CWS, mostraron que se identifican áreas de alta actividad espectral, las cuales se presentan principalmente intensas durante los años 80's y 90's. Esto resulta interesante dado que en estos periodos se identificaron 2 eventos ENSO en su fase positiva de los más intensos en los últimos 50 años, el evento de los años 82-83 y 97-98. La asociación entre las fluctuaciones fue observada en estaciones de la región Norte y la región Mediterránea.

Esto puede ser reflejo de que la influencia de los eventos ENSO a escala global no siempre puede ser reflejada y está fuertemente vinculada a la intensidad de los eventos. En este sentido, en un trabajo, previo Rodo et al. (1977) sugería que las precipitaciones en invierno exhibían estar asociadas a los eventos ENSO del año anterior en áreas más orientales. Sin embargo, nuestros resultados no nos permiten establecer un vínculo tan evidente de los eventos del ENSO, teniendo que sugerir exploraciones más exhaustivas.

Nuestros resultados confirman que la reproducción de variaciones climáticas en los regímenes de precipitación, también se pueden identificar en los regímenes de crecidas. Estudios previos en la exploración del vínculo entre variables hidroclimatológicas y patrones de baja frecuencia en la España peninsular, habían sugerido la hipótesis de la influencia de variaciones climáticas en la evolución temporal de variables hidroclimatológicas en diferentes regiones de España. Entre estos estudios podemos mencionar el llevado a cabo por Rodrigo et al. (2000) en el cual identificaron componentes interanuales para los periodos de 2.1, 3.5 y 7-9 años en series de precipitación mensual en el sur de España, así como el llevado a cabo por Andreo et al. (2006) donde ellos reportaron componentes interanuales para los periodos de 2.5 y 5 años en series de precipitación y temperatura localizadas en el sur de la Península Ibérica (Gibraltar y San Fernando). En ambos estudios en sus conclusiones aludían a las componentes de variabilidad observadas en las variables hidroclimatológicas a los principales modos de variabilidad exhibidos en la NAO. No obstante, nuestros resultados ponen en evidencia que los picos espectrales cambian en frecuencia en el tiempo sin mantenerse en una sola frecuencia durante el periodo de análisis. Un punto importante a destacar es que las fluctuaciones analizadas se concentran en su mayoría en las bandas de periodicidad interanual, estas son fluctuaciones a corto plazo, dada la longitud de registro en las series de crecidas anuales.

CAPÍTULO 8

MODELACIÓN NO ESTACIONARIA DE LOS REGÍMENES DE CRECIDAS

Los resultados obtenidos en los capítulos previos de este trabajo, ponen en evidencia que la frecuencia y magnitud de las crecidas máximas en cuencas de la España peninsular experimentan cambios temporales en sus características estadísticas. Particularmente en este estudio, hemos corroborado el importante papel de los patrones de variabilidad climática de baja frecuencia, y de los embalses ubicados aguas arriba de las estaciones de aforo en la ausencia de estacionaridad en los regímenes de crecidas.

Coincidiendo con las recientes opiniones de diversos autores (Milly et al., 2008; Villarini et al., 2010), al no poder garantizar la hipótesis estacionaridad en el comportamiento de los procesos hidrológicos en las escalas interanuales y decadales, resulta necesario el utilizar modelos estadísticos no estacionarios capaces de reproducir la variación temporal de los parámetros de las funciones de distribución de probabilidad. Y es el objetivo del presente capítulo.

Como ya se mencionó en la introducción, en el presente trabajo de investigación los modelos GAMLSS son la herramienta utilizada en la tarea de modelización de la frecuencia de crecidas bajo condiciones no estacionarias. Estos modelos fueron propuestos en tiempos recientes por Rigby y Stasinopoulos (2005), y proveen un marco flexible para la modelación de series de tiempo permitiendo suponer una distribución de probabilidad paramétrica para la variable explicada Y (en nuestro caso Y = caudales máximos medios diarios anuales y caudales medios diarios por encima de un umbral), cuyos parámetros pueden ser modelados como función de variables explicativas (en nuestro caso: tiempo, variables macroclimáticas e índice de embalse). Los modelos GAMLSS se encuentran implementados en la plataforma R dentro del paquete *gamlss*, en el cual se llevan a cabo

las modelaciones y todos los cálculos pertinentes alrededor de estas modelaciones (versión 2.14.2 de R y versión 4.1-2 de *gamlss*).

8.1 Modelos aditivos generalizados en localización, escala y forma (GAMLSS)

Los Modelos Aditivos Generalizados en Localización, Escala y Forma (GAMLSS) fueron introducidos por Rigby y Stasinopoulos (2005), con el objetivo de superar las limitaciones asociadas con los Modelos Lineales Generalizados (GLM) y los Modelos Aditivos Generalizados (GAM) (Nelder y Wedderburn, 1972; Hastie y Tibshirani, 1990). Los GLM introducidos por Nelder y Wedderburn (1972) son una extensión matemática de los modelos lineales, y están basados en asumir una relación (definiendo una función de enlace) entre la media de la variable respuesta y la combinación lineal de las variables explicativas. En estos modelos se tenía la limitación operativa de solamente poder asumir las distribuciones de probabilidad normal, binomial, Poisson y negativa binomial para la variable de respuesta. En lo que respecta a los GAM introducidos por Hastie y Tibshirani (1990), estos se pueden definir como una extensión semi-paramétrica de los GLM; la única hipótesis subyacente es el hecho de que la relación entre la media de la variable de respuesta y las variables explicativas puede involucrar formulaciones matemáticas de suavizado. Los GAM, al igual que los GLM, usan una función de enlace para establecer una relación entre la media de la variable respuesta y las variables explicativas, pero permiten modelar la media de la distribución a través de una función de suavizado. En los GAM, la naturaleza de la relación entre la variable respuesta y el conjunto de variables explicativas, en vez de asumirse alguna forma paramétrica, está es determinada por los datos.

Los GAMLSS se pueden definir como modelos semi-paramétricos. Son paramétricos, dado que requieren asumir una distribución paramétrica para la distribución de la variable de respuesta. Mientras que el enfoque semi-paramétrico se tiene en el sentido de que la modelización de los parámetros de las funciones de distribución como función de variables explicativas, puede implicar el uso de funciones de suavizado (formulaciones matemáticas no paramétricas). En nuestro caso las funciones de suavizado seleccionadas para el estudio son las funciones *splines* cúbicos (*cubic splines*).

En los GAMLSS, la ampliación respecto de los modelos GAM subyace en que la distribución de la variable respuesta en el modelo puede pertenecer a muy diversas familias de distribuciones y no solo a la familia de las distribuciones exponenciales, incluyendo desde distribuciones continuas con alto sesgo y/o curtosis hasta distribuciones discretas, incluso con heterocedasticidad en los datos. Para ello, la parte sistemática del modelo es ampliada mediante parametrizaciones lineales y/o funciones suavizadoras de las covariables. Todo ello, para permitir trabajar no solo con la media de las distribuciones, sino también con otros parámetros de la distribución de la variable respuesta (Rigby y Stasinopoulos, 2005; Stasinopoulos y Rigby, 2007).

8.1.1 Descripción de los GAMLSS

Un modelo GAMLSS asume que las variables independientes aleatorias y_i para $i = 1, 2, \dots, n$, tienen una función de distribución $F_Y(y_i | \boldsymbol{\theta}_i)$, donde $\boldsymbol{\theta}_i = (\theta_{i1}, \theta_{i2}, \dots, \theta_{ip})$ representa un vector de p parámetros. En GAMLSS las distribuciones consideradas

cuentan hasta con 4 parámetros. La implementación de los GAMLSS permite no solo modelar la media de la distribución, sino otros parámetros (por ejemplo la varianza). Los dos primeros parámetros de la distribución de la población θ_1 y θ_2 , son usualmente caracterizados como parámetros de localización y escala; mientras que el resto de los parámetros, si los hay, pueden ser caracterizados como parámetros de forma (Stasinopoulos y Rigby, 2007).

Rigby y Stasinopoulos (2005) definen una función de enlace monotónica $g_k(\cdot)$ para $k = 1, 2, 3, 4$ para relacionar los parámetros de la distribución con el conjunto de covariables seleccionadas ($t_i, NAO_i, AO_i, WeMO_i$ y RI_i), donde los parámetros son modelados a través de la función de enlace apropiada (p. ej. logarítmica e identidad). Los modelos GAMLSS involucran diversos modelos (Rigby and Stasinopoulos 2005), pero en nuestro caso el modelo utilizado es la formulación para el modelo aditivo semi-paramétrico, el cual está dado por la ecuación general:

$$g_k(\theta_k) = \mathbf{X}_k \boldsymbol{\beta}_k + \sum_{j=1}^{m_k} \mathbf{h}_{jk}(\mathbf{x}_{jk}) \tag{8-1}$$

donde θ_k son vectores de longitud n , \mathbf{X}_k es una matriz de covariables de orden $n \times m$ y $\boldsymbol{\beta}_k$ es un vector de parámetros de longitud m , $\mathbf{h}_{jk}(\mathbf{x}_{jk})$ representan los términos aditivos de suavizado en el modelo, donde h_{jk} es una función de suavizado y \mathbf{x}_{jk} es un vector de covariables para $j=1, 2, \dots, m$. La incorporación de términos de suavizado en los GAMLSS tiene muchas ventajas, como es el poder identificar no linealidades en los efectos de las covariables en la modelación de los parámetros. En este estudio la incorporación de términos de suavizado está basada en las formulaciones matemáticas de los splines cúbicos.

Desarrollando la formulación de la ec. (8-1) para 3 parámetros (que es el máximo número de parámetros considerados en nuestras distribuciones) tenemos:

$$\begin{aligned} g_1(\theta_1) &= \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\beta}_1 + \sum_{j=1}^{m_1} \mathbf{h}_{j1}(\mathbf{x}_{j1}) \\ g_2(\theta_2) &= \mathbf{X}_2 \boldsymbol{\beta}_2 + \sum_{j=1}^{m_2} \mathbf{h}_{j2}(\mathbf{x}_{j2}) \\ g_3(\theta_3) &= \mathbf{X}_3 \boldsymbol{\beta}_3 + \sum_{j=1}^{m_3} \mathbf{h}_{j3}(\mathbf{x}_{j3}) \end{aligned} \tag{8-2}$$

A partir de la formulación general de los GAMLSS, se pueden identificar 3 casos especiales. El primero se presenta cuando no se tienen términos aditivos de suavizado en ninguno de los parámetros de las distribuciones. En este caso tenemos el modelo paramétrico lineal, el cual tiene la forma:

$$\begin{aligned} g_1(\theta_1) &= \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\beta}_1 \\ g_2(\theta_2) &= \mathbf{X}_2 \boldsymbol{\beta}_2 \\ g_3(\theta_3) &= \mathbf{X}_3 \boldsymbol{\beta}_3 \end{aligned} \tag{8-3}$$

El otro caso especial se presenta cuando todos los parámetros de las distribuciones son independientes de las covariables, entonces para θ_k el modelo se simplifica a un

modelo estacionario con parámetros constantes. En este caso la formulación original ec. (8-2) adquiere la forma:

$$\begin{aligned} g_1(\boldsymbol{\theta}_1) &= \beta_1 \\ g_2(\boldsymbol{\theta}_2) &= \beta_2 \\ g_3(\boldsymbol{\theta}_3) &= \beta_3 \end{aligned} \tag{8-4}$$

Finalmente, tenemos el caso en el cual se involucra dependencia suavizada respecto de todos los parámetros, el cual tiene la forma:

$$\begin{aligned} g_1(\boldsymbol{\theta}_1) &= \sum_{j=1}^{m_1} \mathbf{h}_{j1}(\mathbf{x}_{j1}) \\ g_2(\boldsymbol{\theta}_2) &= \sum_{j=1}^{m_2} \mathbf{h}_{j2}(\mathbf{x}_{j2}) \\ g_3(\boldsymbol{\theta}_3) &= \sum_{j=1}^{m_3} \mathbf{h}_{j3}(\mathbf{x}_{j3}) \end{aligned} \tag{8-5}$$

En la Tabla 8.1 se muestran los veintisiete diferentes modelo usado para describir la relación entre las crecidas máximas anuales y el tiempo (t) por medio de la distribución Gamma Generaliza, usando diferentes funciones de enlace. En el caso de las distribuciones que cuentan con solo dos parámetros, los modelos se reducen a solo nueve casos.

$\theta_1(t_i)$	$\theta_2(t_i)$	$\theta_3(t_i)$
Constante	Constante	Constante
Constante	Constante	Lineal
Constante	Constante	Splines cúbicos
Constante	Lineal	Constante
Constante	Splines cúbicos	Constante
Constante	Lineal	Lineal
Constante	Lineal	Spline cúbicos
Constante	Splines cúbicos	Lineal
Constante	Splines cúbicos	Spline cúbicos
Lineal	Constante	Constante
Lineal	Lineal	Constante
Lineal	Constante	Lineal
Lineal	Lineal	Splines cúbicos
Lineal	Lineal	Lineal
Lineal	Constante	Splines cúbicos
Lineal	Splines cúbicos	Lineal
Lineal	Splines cúbicos	Splines cúbicos
Lineal	Splines cúbicos	Constante
Splines cúbicos	Constante	Constante
Splines cúbicos	Splines cúbicos	Splines cúbicos
Splines cúbicos	Splines cúbicos	Constante
Splines cúbicos	Splines cúbicos	Lineal
Splines cúbicos	Lineal	Lineal
Splines cúbicos	Lineal	Splines cúbicos
Splines cúbicos	Constante	Splines cúbicos
Splines cúbicos	Constante	Lineal
Spline cúbicos	Lineal	Constante

Tabla 8-1. Resumen de los modelos usados para describir la relación entre las crecidas máximas y el tiempo vía los tres parámetros de la distribución Gamma Generalizada.

Se utiliza la estimación de máxima verosimilitud penalizada para el ajuste de los modelos no paramétricos y el algoritmo de *Newton-Raphson/Fisher scoring* (Jennrich y

Sampson, 1976) para maximizar la verosimilitud penalizada. Los términos aditivos del modelo se ajustan mediante el algoritmo backfitting, el cual es un método de Gauss-Seidel para ajustar modelos aditivos usando residuos parciales de suavizado iterativamente, el cual fue desarrollado por Buja et al. (1989).

Existen básicamente dos algoritmos implementados en el paquete *gamlss* para maximizar la función de verosimilitud penalizada:

- El algoritmo CG, que es una generalización del algoritmo presentado por Cole y Green (1992). Este algoritmo utiliza las primeras y segundas derivadas de la función de verosimilitud con respecto a los θ_k , parámetros de las distribuciones.
- El algoritmo RS simple es una generalización del algoritmo utilizado por Rigby and Stasinopoulos (1996a; 1996b), para ajustar la Media y la Dispersión de los Modelos Aditivos (MADAM).

Las principales ventajas de los dos primeros algoritmos son: i) el procedimiento de ajuste modular, que permite diagnósticos diferentes del modelo para cada parámetro de distribución; ii) la incorporación sencilla de términos aditivos extra; y iii) la fácil localización de los valores de partida. Los algoritmos, en general, han resultado ser estables y rápidos usando valores de partida muy simples (constantes por ejemplo) para los parámetros.

8.1.2 Distribuciones y términos aditivos

En el presente trabajo se utilizan 5 funciones de distribución para la modelación de crecidas: Gumbel (GU), Lognormal 2p (LNO), Weibull (WEI), Gamma 2p (GA) y Gamma Generalizada (GG). Las 4 primeras tiene 2 parámetros y la última 3 parámetros, donde los parámetros son vinculados tanto a la media como la varianza de la distribución. En la Tabla 8-2 se resumen las cinco distribuciones consideradas en el estudio para la modelación de las crecidas, así como los momentos de las distribuciones, de acuerdo a su formulación en el paquete GAMLSS.

Distribución	Funciones de densidad de probabilidad	Momentos de las distribuciones
Gumbel	$f_y(y \theta_1, \theta_2) = \frac{1}{\theta_2} \exp\left\{\left(\frac{y - \theta_1}{\theta_2}\right) - \exp\left(\frac{y - \theta_1}{\theta_2}\right)\right\}$ $-\infty < y < \infty, -\infty < \theta_1 < \infty, \theta_2 > 0$	$E[y] = \theta_1 + \gamma\theta_2 \approx \theta_1 + 0.5772\theta_2$ $Var[y] = \pi^2\theta_2^2/6 \approx 1.64493\theta_2^2$
Lognormal	$f_y(y \theta_1, \theta_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\theta_2 y} \exp\left\{-\frac{[\log(y) - \theta_1]^2}{2\theta_2^2}\right\}$ $y > 0, \theta_1 > 0, \theta_2 > 0$	$E[y] = \omega^{1/2}e^{\theta_1}$ $Var[y] = \omega(\omega - 1)e^{2\theta_1}$, donde $\omega = \exp(\theta_2^2)$
Weibull	$f_y(y \theta_1, \theta_2) = \frac{\theta_2 y^{\theta_2 - 1}}{\theta_1^{\theta_2}} \exp\left\{-\left(\frac{y}{\theta_1}\right)^{\theta_2}\right\}$ $y > 0, \theta_1 > 0, \theta_2 > 0$	$E[y] = \theta_1 \Gamma\left(\frac{1}{\theta_2} + 1\right)$ $Var[y] = \theta_1^2 \left\{ \Gamma\left(\frac{2}{\theta_2} + 1\right) - \left[\Gamma\left(\frac{1}{\theta_2} + 1\right) \right]^2 \right\}$
Gamma	$f_y(y \theta_1, \theta_2) = \frac{1}{(\theta_2^2 \theta_1)^{1/\theta_2}} \frac{y^{\frac{1}{\theta_2} - 1} \exp\left[-\frac{y}{(\theta_2^2 \theta_1)}\right]}{\Gamma(1/\theta_2)}$ $y > 0, \theta_1 > 0, \theta_2 > 0$	$E[y] = \theta_1$ $Var[y] = \theta_2^2 \theta_1^2$
Generalized Gamma	$f_y(y \theta_1, \theta_2, \theta_3) = \frac{ \theta_1 y^{\theta_1 \theta_3 - 1}}{\Gamma(\theta_3) \theta_2^{\theta_1 \theta_3}} \exp\left\{-\left(\frac{y}{\theta_2}\right)^{\theta_3}\right\}$ $y > 0, -\infty < \theta_1 < \infty, \theta_2 > 0, \theta_3 > 0$	$E[y] = \theta_1 \Gamma\left(\Omega + \frac{1}{\theta_3}\right) / \left[\Omega^{1/\theta_3} \Gamma(\Omega)\right]$ $Var[y] = \theta_1^2 \left\{ \Gamma(\Omega) \Gamma\left(\Omega + \frac{2}{\theta_3}\right) - \left[\Gamma\left(\Omega + \frac{1}{\theta_3}\right) \right]^2 \right\} / \left\{ \Omega^{2/\theta_3} [\Gamma(\Omega)]^2 \right\}$ $\Omega = 1/(\theta_2^{\theta_3} \theta_1^{\theta_3})$

Tabla 8-2. Distribuciones consideradas en este estudio para la modelación de las series de crecidas.

La Tabla 8-3 muestra las funciones de enlace usadas en la modelación de los parámetros de las distribuciones como función de las covariables explicativas.

Distribución	Funciones de enlace $g_k(\cdot)$		
	θ_1	θ_2	θ_3
Gumbel	identidad	logarítmica	--
Lognormal	identidad	logarítmica	--
Weibull	logarítmica	logarítmica	--
Gamma	logarítmica	logarítmica	--
Gamma Generalizada	logarítmica	logarítmica	identidad

Tabla 8-3. Funciones de enlace utilizadas en la modelación de los parámetros de las distribuciones.

El modelo descrito por la ec. (8-1) permite describir la relación de los parámetros de las distribuciones respecto de las covariables seleccionadas, a través de una función de dependencia lineal y/o una función con dependencia a través de una función de suavizado. Como hemos mencionado ya en la definición de los GAMLSS, diversas formulaciones matemáticas no paramétricas han sido implementadas para permitir modelar los parámetros de las distribuciones como función de covariables explicativas. El considerar la posibilidad de tener en cuenta formulaciones no paramétricas de suavizado en la descripción de la relación entre los parámetros de las distribuciones y las covariables, resulta de amplio interés ante los resultados observados en la evaluación de la teleconexión entre las series de crecidas y los índices de las variables macroclimáticas, los cuales exhibieron la presencia de no linealidad en la correlación.

En el presente trabajo las funciones no paramétricas seleccionadas para usar el modelo de la formulación de la ec. (8-1), son los splines cúbicos⁴ (*cs*(·) por sus siglas en ingles). La técnica de suavizado de los splines cúbicos está cubierta extensamente en la literatura, la cual han sido utilizada con éxito para la modelación de series hidrológicas no estacionarias por Villarini *et al.* (2009b; 2010).

La aproximación con los splines cúbicos selecciona la función $h(\cdot)$ (entre todas las funciones dos veces continuamente diferenciables) que maximiza la log-verosimilitud penalizada que tiene la forma:

$$\lambda \int_{-\infty}^{\infty} \left[\frac{d^2 h}{dt^2} \right]^2 dt \tag{8-6}$$

donde el parámetro λ es llamado el parámetro de suavizado. Altos valores de λ asignan un extra en el suavizado y castigan fuertemente funciones con extensas segundas derivadas. Por el contrario, valores bajos de λ destacan la bondad del ajuste. Las soluciones para la maximización de la función $h(\cdot)$, resultan todos splines cúbicos naturales, y por lo tanto se pueden expresar como combinaciones lineales de sus splines cúbicos naturales en sus funciones base $B_i(\cdot)$, para $i = 1, 2, \dots, n$, para cada \mathbf{x} , esto es $h(\mathbf{x}) = \sum_{i=1}^n \varphi_i B_i(\mathbf{x})$, donde B es el coeficiente lineal de la covariable \mathbf{x} . Una explicación más extensa puede encontrarse en el trabajo de Hastie y Tibshirani (1990).

Lo anterior nos permite escribir los valores ajustados como $\hat{\mathbf{y}}_\lambda = S(\lambda)\mathbf{y}$, donde $S(\lambda)$ es una matriz de suavizado, la cual resulta análoga a la matriz de Hat (H) en regresión lineal $\hat{\mathbf{y}} = H\mathbf{y}$, donde esta describe la influencia que cada observación tiene en cada valor ajustado. Ya que el trazo de $S(\lambda)$ es una función monótona de λ , un camino alternativo para la selección del parámetro de suavizado es especificar el valor del trazo de $S(\lambda)$. Siguiendo lo expuesto por Hastie y Tibshirani (1990), los grados de libertad para un operador de suavizado lineal $S(\lambda)$ pueden ser definidos simplemente como el trazo de $S(\lambda)$. Altos valores del parámetro de suavizado λ se corresponden con un bajo número de grados de libertad, y viceversa bajos valores de λ se corresponden con un alto número de grados de libertad.

Los grados de libertad para los splines cúbicos son optimizados usando el Criterio de Información de Akaike (CIA) y el Criterio Bayesiano de Schwarz (CBS), esto siguiendo el camino sugerido por Rigby y Stasinopoulos (2005) y Stasinopoulos y Rigby (2007). En la optimización de los grados de libertad se tiene que, cuando estos tienden a cero, los splines cúbicos tienden a una línea recta. Es por esto que la tendencia lineal es incluida como un caso límite en la descripción de la dependencia de los parámetros de la distribución con respecto a las covariables. Las formulaciones del CIA y el CBS tienen la siguiente forma:

$$CIA = -2\ln(ML) + 2 * (k + b) \tag{8-7}$$

$$CBS = -2\ln(ML) + (k + b) * \ln(n) \tag{8-8}$$

⁴ El término splines hace referencia a una amplia clase de funciones que son utilizadas en aplicaciones que requieren interpolación de datos, o suavizado de curvas. El término spline cúbico, puede también encontrarse en la literatura como interpolación segmentaria cúbica.

donde ML es el valor de la máxima verosimilitud del modelo, k es el número de parámetros a estimar de la distribución, b es el número de grados de libertad extra y n es el número de observaciones.

Estos criterios evitan el sobredimensionamiento de los modelos siguiendo el principio de parsimonia, ya que al incluir suavizado en la dependencia para describir la relación entre los parámetros de la distribución y las covariables explicativas, los modelos tienden a incrementar su complejidad (sobreparametrizar). Es importante mencionar en este punto, que para ninguno de los casos se tomaron grados de libertad en los splines cúbicos para los modelos mayores de $\ln(n)$, siendo n el número de datos en las series de crecidas. Lo anterior se lleva a cabo ya que incrementar la complejidad del modelo está ligado a la extracción de la información de los datos. Ante lo cual, el grado de complejidad de los modelos se reduce mientras no se degrade la capacidad de los modelos ajustados de describir adecuadamente el comportamiento de las series de crecidas. Es decir, lo anterior con el objetivo de contar con el modelo lo más parsimonioso posible.

Resulta importante entender que al introducir un término aditivo en los modelos, la definición de los grados de libertad cambia. Los grados de libertad para el término aditivo suavizado generalmente se toman como grados de libertad extra del ajuste lineal. Por ejemplo, con un modelo suavizado univariante con splines cúbicos, decir que la variable respuesta se ajusta con 5 grados de libertad totales debe considerarse como grados de libertad efectivos igual a 3, puesto que 2 grados de libertad se han utilizado para la constante y la parte lineal de la covariable explicativa.

En este trabajo intentamos restringir los grados de libertad. Sin embargo, es evidente que el procedimiento involucra cierta subjetividad, pero hemos tratado de minimizarlo siguiendo los procedimientos sugeridos por Rigby and Stasinopoulos (2005), e incorporando criterios propios. Para la selección de los grados de libertad en los casos de dependencia suavizada, estos se definieron con base en el CIA y el CBS. Una vez que es definido el tipo de dependencia entre cada una de las covariables seleccionada (t_i , NAO_i , AO_i , $WeMO_i$ y RI_i) y los parámetros de las distribuciones, así como la definición de los grados de libertad para los splines cúbicos en los casos de dependencia suavizada, se seleccionó la función de distribución $F_Y(y_i|\theta_i)$, basado en el mayor valor de la máxima verosimilitud.

Debido a la ausencia de un parámetro para evaluar la bondad del ajuste de los modelos seleccionados (ya que el valor de máxima verosimilitud no provee información acerca de la calidad del ajuste), la verificación se llevó a cabo de acuerdo con las recomendaciones de Rigby y Stasinopoulos (2005), los cuales proponen verificar la normalidad e independencia de los residuales para cada modelo. El procedimiento consistió en verificar los primeros cuatro momentos estadísticos de los residuales (media, varianza, asimetría y curtosis), y el coeficiente de correlación de Filliben. El coeficiente de correlación de Filliben es una medida simple y rápida de la independencia de los residuales (Filliben, 1975). Su cálculo se lleva a cabo asignando valores de la fórmula de Beard para posiciones de graficación (o *plotting positions*) a la serie ordenada de los residuales, y luego calculando el coeficiente de correlación entre estos valores y la serie ordenada. Teniendo que para un nivel de significancia de 5% y un tamaño de muestra de 58 datos, se rechaza la hipótesis de normalidad si el coeficiente es menor de 0.979. También se llevó a cabo una inspección visual por medio de gráficos de diagnóstico de los residuales: residuales *vs* respuesta,

gráficos de cuantiles *qq-plot*, gráficos de cuantiles sin tendencia *worm-plot* y las funciones de autocorrelación. De acuerdo con Buuren y Fredriks (2001) los *worm-plot* son *qq-plot* sin tendencia. La forma que adopta el *worm-plot* indica cómo difieren los datos de la distribución dispuesta; normal para este caso. Un comportamiento plano, con los residuales entre las bandas de confianza indica un adecuado ajuste de los datos a la distribución supuesta. Estas comprobaciones nos aseguran que los modelos seleccionados pueden describir adecuadamente la parte sistemática, siendo la información restante (residuales) ruido blanco. Todos los cálculos para el ajuste de los modelos y la realización de los test estadísticos son llevados a cabo en la plataforma R (R Development Core Team 2008), utilizando el paquete libre *gamlss*.

8.2 Alternativas de modelos

Las aproximaciones seleccionadas para la implementación de los GAMLSS en la modelación de la frecuencia de crecidas anuales bajo condiciones de no estacionaridad se dividen básicamente en dos tipos:

1. **Modelos sin considerar forzamientos externos.** En estos modelos la única covariable considerada es el tiempo (t).
2. **Modelos considerando forzamientos externos.** En estos modelos se incorporan forzamientos externos como covariables a los modelos.

En la aproximación de modelos no estacionarios incorporando forzamientos externos, se implementaron 3 diferentes alternativas de modelos:

- En el primer modelo, se incorporan como covariables explicativas de los parámetros de las distribuciones, los índices promedio de las variables macroclimáticas para los meses de diciembre a febrero (índices invernales).
- En el segundo modelo analizado, la modelación es llevada a cabo incorporando las componentes principales (CPs) extraídas del análisis de funciones ortogonales empíricas (FOEs) de los índices climáticos invernales.
- Por último en el tercer modelo, se incorporan los valores mensuales de los índices de las variables macroclimáticas considerando un mes de rezago respecto al mes de ocurrencia de las crecidas máximas anuales.

En los tres diferentes modelos propuestos incorporando forzamientos externos, además de considerar los índices de las variables macroclimáticas como covariables, se incorpora el índice de embalse al análisis en aquellos sitios que se encuentran bajo régimen alterado.

En la Figura 8-4 se resumen los 5 modelos implementados para la modelación de las series de crecidas máximas anuales.

Modelo	Tipo
Modelo 0	Modelo estacionario
Modelo 1	Modelo de tendencia
Modelo 2	Modelo de covariables invernales
Modelo 3	Modelo de componentes principales
Modelo 4	Modelo de covariables con rezago en la dependencia

Tabla 8-4. Alternativas de modelos para la modelación de las series de crecidas anuales.

En lo que respecta a las alternativas estudiadas para la modelación de las crecidas por encima de un umbral, este se enfoca en dos alternativas a implementar a través de un modelo de Poisson:

- Modelar la dependencia lineal en función del tiempo del número de eventos de crecidas, esto es, estudiar si los eventos representan un proceso no homogéneo de Poisson.
- En la segunda alternativa se modela la dependencia del número de eventos de crecidas como función de los índices invernales de las variables macroclimáticas utilizando el modelo de Poisson, así mismo, se analiza el tipo de dependencia.

Ya que se observa sobredispersión en las series, además de la distribución de Poisson, se incorpora la distribución Binomial tipo I, la cual nos permite modelar los eventos de crecida estudiando la sobredispersión.

Finalmente, en lo que respecta a los periodos de modelación, el periodo para las series de crecidas anuales es de 1950 – 2007, que es el periodo común entre las series de crecidas anuales y los índices de las variables macroclimáticas. Por otro lado, en la modelación de los eventos de crecida sobre un umbral, los periodos considerados son los registros completos de las series, por lo que, se dejó de lado el índice de la Oscilación del Mediterráneo el cual solo cuenta con registro a partir del año 1950. Dada la no concluyente teleconexión entre el ENSO y las series de crecidas en la España peninsular, este no es incorporado en ninguno de los modelos como posible covariable.

8.3 Casos de estudio

En este capítulo el estudio se realizó en 20 cuencas, las cuales fueron seleccionadas de las 85 utilizadas en los análisis previos. En la Tabla 8-5 se presentan las principales características de las series de crecidas anuales en las estaciones de aforo seleccionadas. La Figura 8-1 muestra la distribución espacial de las estaciones de estudio en la España peninsular, de las cuales 12 se encuentran en régimen natural y 8 presentan alteración en el régimen de caudales producto de la presencia de embalses en la cuenca de aportación. Se modelan tanto las series temporales de crecidas anuales como las series de crecidas por

encima de un umbral. Para este último se incorporan las series de caudales medios diarios para los 20 sitios.

No	Número de años de crecidas anuales	Area de cuenca (km ²)	Crecida máxima anual (m ³ /s)	C.V.	No	Número de años de crecidas anuales	Area de cuenca (km ²)	Crecida máxima anual (m ³ /s)	C.V.
1427	66 (1942-2007)	712	899.56	0.74	5047*	65 (1943-2007)	6162	644.50	1.10
1734	65 (1943-2007)	558	500.00	0.70	7006*	66 (1942-2007)	7111	784.79	0.52
2002*	66 (1942-2007)	1500	413.80	0.89	7029*	66 (1942-2007)	14894	269.45	0.85
2015*	73 (1935-2007)	12740	774.08	0.82	8032*	66 (1942-2007)	984	585.00	0.91
2046	66 (1942-2007)	770	234.88	0.89	8090	59 (1949-2007)	829	291.41	0.94
2052*	58 (1950-2007)	252	176.31	0.98	9002*	60 (1948-2007)	25194	4950.00	0.41
3005	66 (1942-2007)	3253	657.80	0.79	9018	66 (1942-2007)	238	391.33	0.51
4014*	66 (1942-2007)	34771	7311.00	1.39	9071	66 (1942-2007)	943	320.00	0.46
5004*	63 (1945-2007)	16166	2277.65	1.16	9096*	63 (1945-2007)	7796	3317.50	1.27
5029*	66 (1942-2007)	1111	242.00	0.84	9111	59 (1949-2007)	2384	1308.40	0.83

C.V.: coeficiente de variación

Tabla 8-5. Características de las series de crecidas seleccionadas para la modelación estadística (* indica las estaciones de aforo bajo régimen alterado).

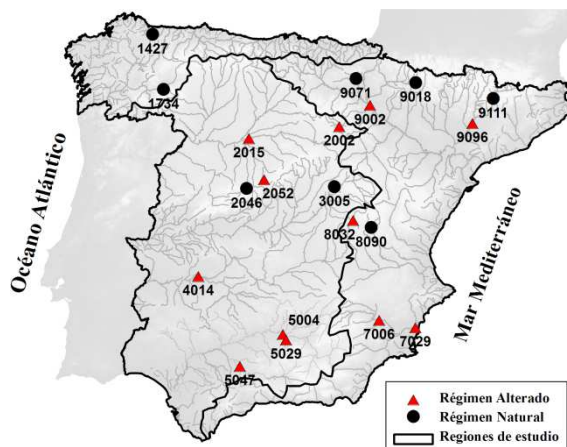


Figura 8-1. Distribución espacial de las estaciones seleccionadas para la modelación estadística.

8.4 Implementación de los modelos en GAMLSS para las series de crecidas anuales

8.4.1 Modelo 0 (modelo estacionario)

En el primer modelo propuesto, como se ha descrito previamente los parámetros de las distribuciones de probabilidad se asumen estacionarios. Este es el modelo clásico utilizado en los estudio de crecidas. Se estiman los parámetros de las distribuciones para cada una de las 20 series de crecidas máximas anuales analizadas. No se extiende la explicación de estos resultados, ya que el enfoque esta en los modelos no estacionarios. No obstante, la importancia de los resultados de este modelo radica en poder llevar a cabo la comparación entre los resultados observados en este modelo estacionario y los modelos propuestos asumiendo no estacionaridad.

En el anejo B se muestran los parámetros estimados para cada una de las distribuciones en los 20 sitios de estudio.

8.4.2 Modelo 1 (modelo de tendencia)

En este apartado se presentan los resultados del primer modelo no estacionario propuesto para la modelación de las crecidas máximas anuales, en el cual se incorporan tendencias temporales en los parámetros de las distribuciones. En estos modelos el tiempo funge como única covariable explicativa. En el proceso de ajuste de los modelos se observa que el CIA tiende a proporcionar modelos muy complejos permitiendo incorporar un importante número de grados de libertad cuando se emplea dependencia suavizada entre los parámetros y las covariables. Por otro lado, el CBS tiende a proporcionar modelos muy simples limitando de manera importante los grados de libertad. Ante esta disyuntiva, el procedimiento que se decidió seguir en la selección del modelo en este apartado y los posteriores consiste en seleccionar el modelo con el CIA e ir degradando el modelo hasta obtener el modelo lo más parsimonioso posible sin que se modifique la representación de los datos y comparando este respecto al obtenido con el CBS.

La Tabla 8-6 resume las distribuciones paramétricas seleccionadas así como el tipo de dependencia asumido en la modelación de los parámetros de las distribuciones como función del tiempo. Se puede observar que las distribuciones GA, GG y LNO son las que mejor resultados proporcionan en la modelación de la frecuencia de crecidas. Se denota en estos primeros modelos propuestos en GAMLSS, su capacidad para describir la media y varianza de las distribuciones por medio de la modelación de los parámetros de las distribuciones como función del tiempo. Resulta destacable que la incorporación de tendencias en el tiempo tiende afectar principalmente el parámetro θ_1 , mientras que θ_2 lo hace en una menor medida.

Estación		θ_1	θ_2	θ_3	Estación		θ_1	θ_2	θ_3
1427	LNO	cs(t,2)	cte.	--	5047	LNO	cs(t,2)	cte.	--
1734	GA	t	cte.	--	7006	LNO	cs(t,2)	t	--
2002	LNO	cs(t,2)	cte.	--	7029	LNO	cs(t,3)	cte.	--
2015	LNO	cs(t,1)	cte.	--	8032	GG	t	cte.	cte.
2046	WEI	cs(t,2)	t	--	8090	GG	cs(t,2)	t	cte.
2052	LNO	cs(t,1)	cs(t,1)	--	9002	GA	cs(t,2)	t	--
3005	GG	cs(t,2)	cte.	cte.	9018	GG	cs(t,2)	cte.	cte.
4014	GA	cs(t,1)	cte.	--	9071	GG	cs(t,2)	cte.	cte.
5004	LNO	cs(t,2)	t	--	9096	LNO	cs(t,1)	cs(t,3)	--
5029	GA	cs(t,2)	t	--	9111	GG	cs(t,1)	cs(t,1)	cte.

Tabla 8-6. Principales características del Modelo 1 seleccionado para cada estación, donde $cs(\cdot)$ indica que la dependencia entre los parámetros de las distribuciones y el tiempo es por medio de los splines cúbicos, t indica dependencia lineal y cte. se refiere a que el parámetro es estacionario. El valor numérico entre paréntesis en los $cs(\cdot)$ son los grados de libertad empleados.

Enfocándonos en la influencia de las tendencias en el tiempo en los parámetros de los modelos, se tiene que en el 80% de los casos de estudio el parámetro θ_1 presenta

dependencia en el tiempo y esta dependencia resulta de manera generalizada por medio de las funciones no paramétricas de suavizado. Por otro lado, el parámetro θ_2 se presenta independiente del tiempo en un alto porcentaje de los casos de estudio (55%). No obstante, se pueden identificar 7 casos con dependencia lineal y solo dos casos con dependencia suavizada. Para el caso de los sitios en los cuales el modelo de mejor ajuste resulta con la distribución GG, el parámetro θ_3 se exhibe independiente del tiempo para todos los casos.

La Figura 8-2 resume los resultados de la evolución en el tiempo de las crecidas máximas anuales para los 20 sitios analizados con el Modelo 1. En los gráficos se muestran las estimación de la mediana (percentil del 50%) y los percentiles del 2.75% y 97.5%. La modelación de la frecuencia de crecidas con el Modelo 1, muestra la presencia de patrones de tendencias decrecientes en la gran mayoría de los registros en las estaciones de aforo; estas tendencias comienzan a identificarse entre las décadas de los 60's y 70's principalmente. Se puede decir que asumiendo el Modelo 1 se tiene una adecuada descripción de los cambios en la frecuencia de crecidas. Sin embargo, este modelo se muestra incapaz de identificar cambios subsecuentes, como los que se pueden observar en los sitios 1734, 2002, 2015, 2046, 3005 y 8032. En estos sitios se revela un incremento en la frecuencia de crecidas posterior en la década de los 90's, siendo este un patrón particular de sitios localizados en las regiones Central y Norte.

En los sitios 4014, 5004, 5047 y 7006, se pueden observar los efectos de la intensiva regulación por embalses que experimentan estos sitios. Se aprecia la presencia de una fuerte pendiente decreciente, la cual se identifica como un cambio abrupto en la evolución interanual de las crecidas, siendo identificadas estas durante las décadas de los 60's y 70's.

Los resultados observados en esta primera aproximación no estacionaria (Modelo 1), que nos permite evaluar la dinámica de las distribuciones de probabilidad, ponen en evidencia la presencia de cambios en la evolución interanual de los regímenes de crecidas en los ríos estudiados. Lo anterior resulta congruente con los resultados ya observados en los capítulos anteriores, en los cuales se sugerían violaciones al supuesto de estacionariedad.

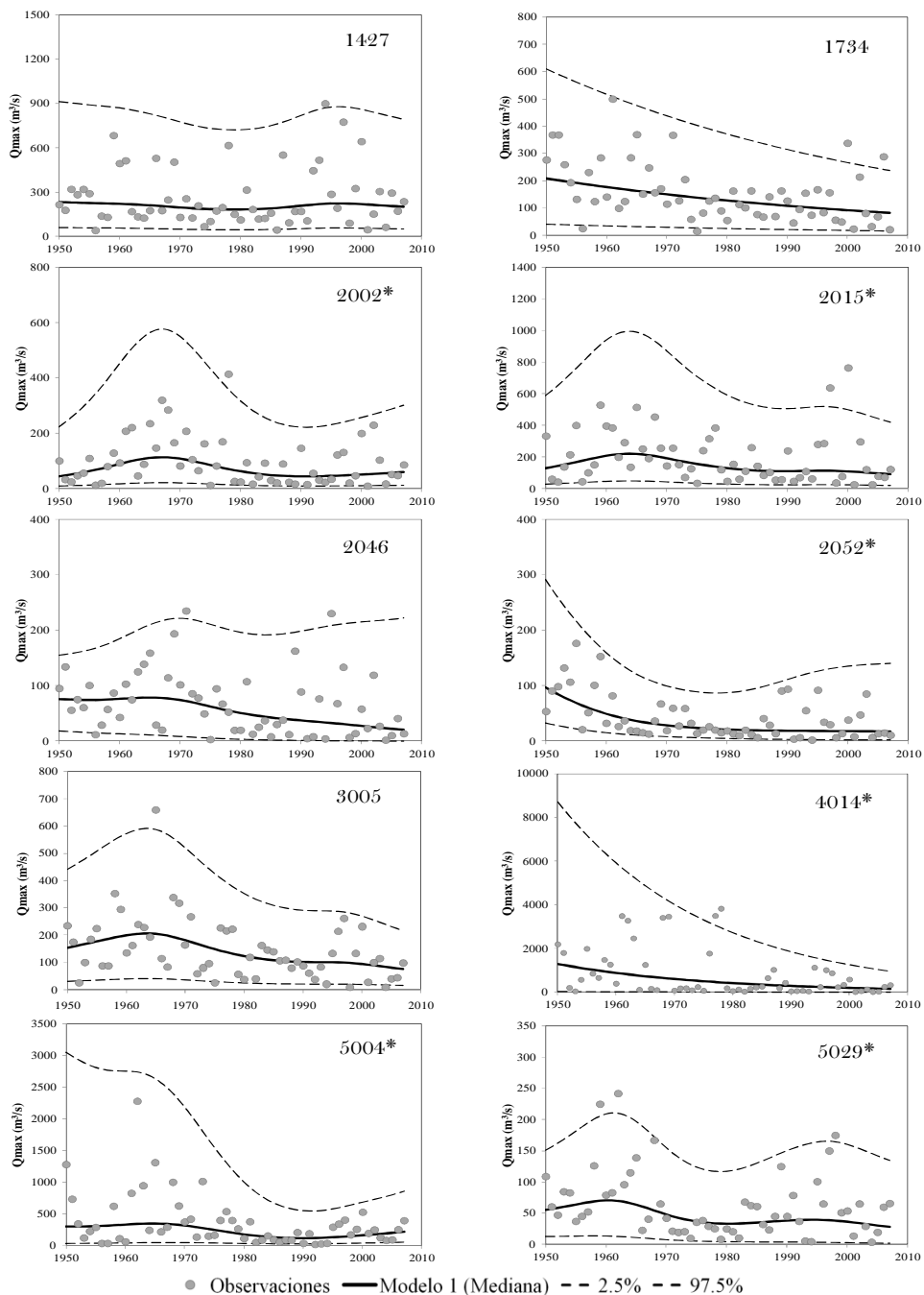


Figura 8-2. Modelación de las crecidas máximas anuales con el Modelo 1, donde se muestra la estimación para la mediana (percentil del 50%) y los percentiles del 2.5% y 97.5% (* indica las estaciones con régimen alterado)...continúa.

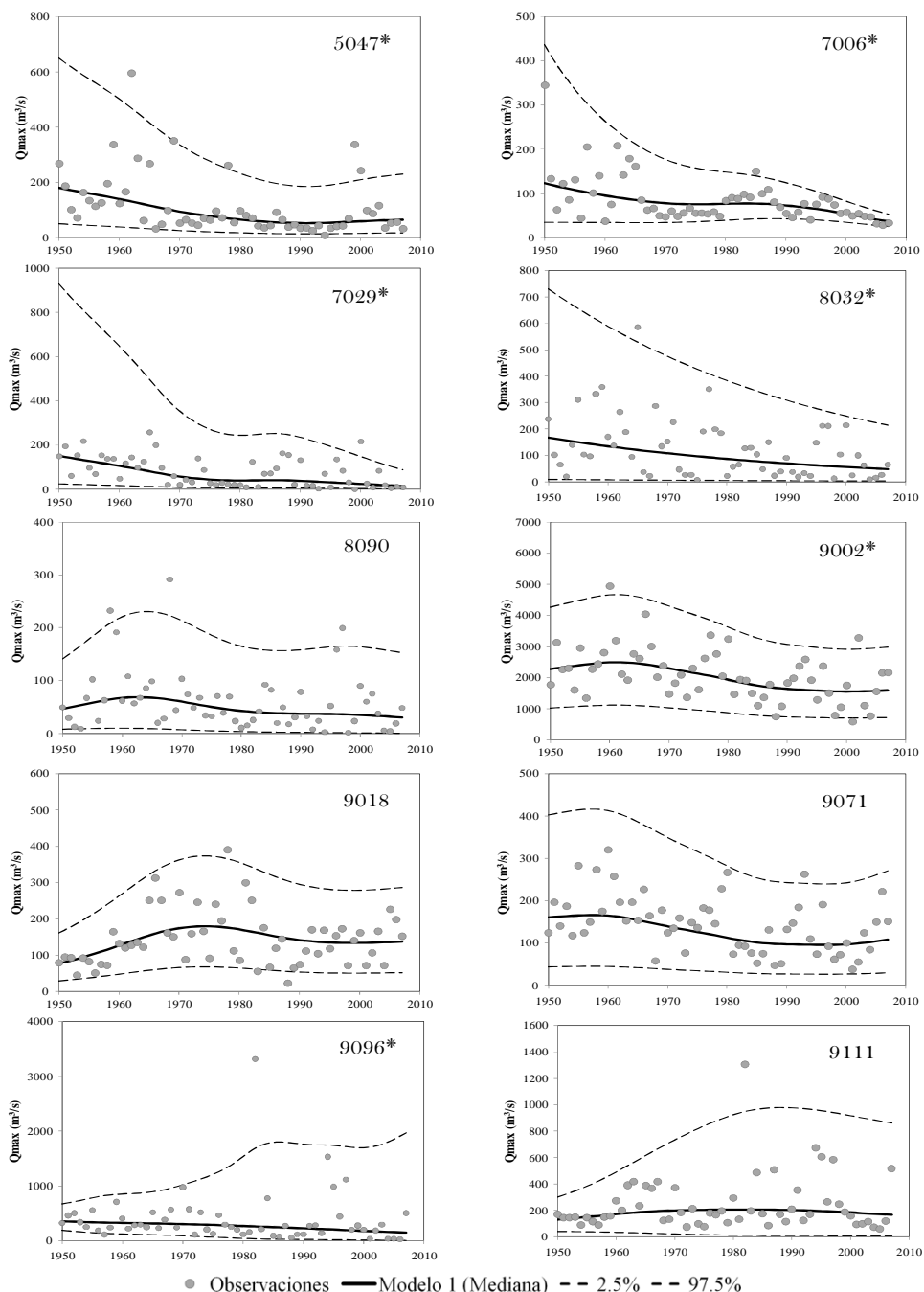


Figura 8-2. continúa.

En la Tabla 8-7 y Figura 8-3 se muestra un resumen de la evaluación de la calidad del ajuste de los modelos, la cual se lleva a cabo revisando la normalidad de los residuales. En la Tabla 8-6 se presentan los cuatro primeros momentos estadísticos de los residuales, los resultados del coeficiente de correlación de Filliben (que evalúa la correlación entre los

valores observados ordenados y los correspondientes valores de los cuantiles ajustados), y los grados de libertad efectivos utilizados. Por otro lado, en la Figura 8-3 se muestran los gráficos de cuantiles q-q normal sin tendencia, en los cuales se recogen las desviaciones de las observaciones de la muestra respecto a la recta normal. De forma que si la muestra procede de una población normal los puntos deben fluctuar alrededor de 0 y sin seguir un patrón determinado. En caso contrario pueden alejarse de la normalidad. En general de acuerdo con los resultados observados para el Modelo 1, los modelos no indican significativas desviaciones de la normalidad de los residuales, y estas observaciones nos dan soporte para inferir que los modelos se ajustan adecuadamente a los registros de crecidas máximas anuales.

Estación	Media	Varianza	Asimetría	Curtosis	Coefficiente de Filliben	G. L. para el ajuste
1427	0.000	1.018	-0.094	2.678	0.991	5
1734	-0.001	1.017	0.126	2.370	0.992	3
2002	0.000	1.018	-0.163	2.313	0.994	5
2015	0.000	1.017	0.094	2.469	0.991	4
2046	-0.003	1.021	0.000	2.469	0.995	6
2052	0.004	1.017	0.029	2.152	0.991	6
3005	0.000	1.016	0.033	2.722	0.995	6
4014	-0.016	0.997	0.332	1.828	0.972	4
5004	0.000	1.017	-0.372	2.475	0.989	5
5029	-0.006	1.013	0.376	2.383	0.988	6
5047	0.000	1.018	0.546	3.646	0.974	5
7006	-0.001	1.017	0.087	2.132	0.993	6
7029	0.000	1.017	-0.218	3.225	0.991	6
8032	-0.003	1.018	0.024	2.049	0.990	4
8090	-0.003	1.017	0.030	2.670	0.993	7
9002	0.000	1.017	0.191	2.600	0.996	6
9018	0.004	1.016	-0.018	2.880	0.994	6
9071	0.000	1.017	0.003	2.571	0.997	6
9096	-0.006	1.017	0.282	2.664	0.993	8
9111	-0.006	1.009	0.096	2.193	0.987	7

Tabla 8-7. Estadísticos de los residuales para el Modelo 1. G.L para el ajuste indican los grados de libertad efectivos utilizados en el ajuste de los modelos.

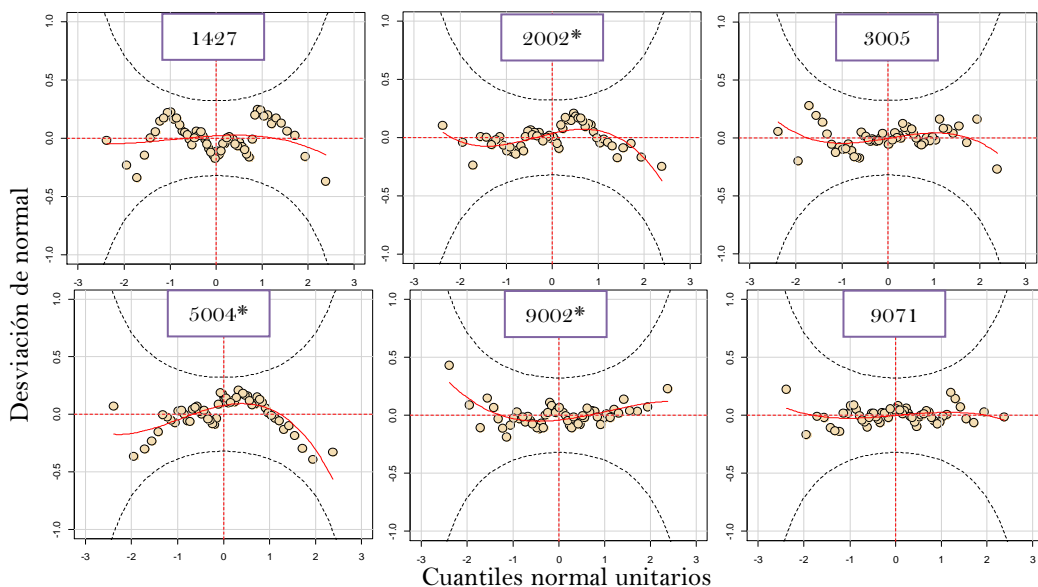


Figura 8-3. Ejemplos de gráficos q-q normal sin tendencia de los residuales para el Modelo 1 (*indica las estaciones con régimen alterado). Para un ajuste satisfactorio, los datos deben encontrarse entre los intervalos de confianza para el 95% (líneas grises discontinuas).

8.4.3 Modelo 2 (modelo de covariables invernales)

A continuación se presenta y analizan los resultados de la modelación de las crecidas anuales asumiendo el primer modelo no estacionario incorporando forzamientos externos como covariables explicativas de los parámetros de las distribuciones paramétricas (Modelo 2). En este modelo las covariables explicativas consisten en los índices climáticos invernales y el índice de embalse (este último para las estaciones de aforo con régimen alterado).

En la Figura 8-4 y Tabla 8-8 se resumen los resultados obtenidos con el Modelo 2. Se puede apreciar en la Tabla 8-8 la significancia estadística de los índices climáticos como covariables significativas en la descripción de las no estacionaridades detectadas en la evolución temporal de las crecidas. Es de destacar el potencial como covariables de los índices de la AO y la NAO en 12 y 15 casos respectivamente, así como de la MO en 10 casos. Una menor significancia es la observada con el índice de la WeMO, el cual solo se presenta como covariable explicativa en 5 de las 20 estaciones de aforo estudiadas. En esta aproximación los resultados exhiben una mejor descripción de las variaciones interanuales en las series de crecidas, respecto de los resultados observados del Modelo 1. Enfocándonos en las estaciones de aforo con régimen alterado, en 6 de las 12 estaciones el IE resulta una covariable significativa, presentándose la dependencia respecto de los parámetros de la distribución de forma lineal y suavizada.

Analizando que parámetros de las distribuciones presentaron una mayor dependencia respecto de los índices invernales de las variables macroclimáticas tenemos lo siguiente: se identificó que en el parámetro θ_1 los índices invernales resultan covariables significativas para todos los modelos ajustados, mientras que en el parámetro θ_2 solo en 6 casos de estudio se presenta una dependencia significativa de este respecto de los índices climáticos. Con respecto a los casos en la que el modelo ajustado la distribución paramétrica resulta la GG, en el que se cuenta con un tercer parámetro (θ_3) se puede ver un resultado similar al sugerido con el Modelo 1, donde dicho parámetro resulta independiente de las covariables explicativas. Por otro lado, del análisis del tipo de dependencia se pudo apreciar que en el mayor número de los casos de estudio asumiendo una dependencia lineal entre los parámetros de las distribuciones y los índices invernales de las variables macroclimáticas, resulta suficiente para una descripción adecuada de las no estacionaridades en los regímenes de crecidas. No obstante, se presentan casos en los cuales resulta necesario incorporar las formulaciones matemáticas de suavizado para poder representar la dependencia entre los parámetros y las covariables explicativas.

Estación		θ_1	θ_2	θ_3	Estación		θ_1	θ_2	θ_3
1427	LNO	AOW cs(WeMOW,1)	MOW	--	5047	LNO	AOW NAOW IE	cte.	--
1734	GA	cs(MOW,1) WeMOW	cte.	--	7006	GG	NAOW	AOW IE	cte.
2002	LNO	NAOW cs(IE,1)	cte.	--	7029	GG	AOW IE	cte.	cte.
2015	LNO	NAOW AOW MOW	cte.	--	8032	GA	NAOW AOW MOW	cte.	--
2046	WEI	NAOW AOW MOW	cte.	--	8090	GA	AOW WeMOW	cte.	--
2052	LNO	NAOW MOW	cte.	--	9002	GA	AOW WeMOW	MOW	--
3005	WEI	NAOW AOW MOW	cs(NAOW,2)	--	9018	GA	NAOW AOW	cte.	--
4014	LNO	AOW cs(IE,2)	cte.	--	9071	GA	cs(NAOW,1) AOW	cte.	--
5004	LNO	NAOW cs(IE,1)	cte.	--	9096	LNO	AOW	cs(NAOW,1)	--
5029	GA	NAOW MOW	cte.	--	9111	GG	cs(AOW,1) NAOW	NAOW	cte.

Tabla 8-8. Principales características del Modelo 2 seleccionado para cada estación, donde cs (·) indica que la dependencia entre los parámetros de las distribuciones y las covariables externas es por medio de los splines cúbicos, otro indica dependencia lineal y cte. se refiere a que el parámetro es estacionario. El valor numérico entre paréntesis en los cs(·) son los grados de libertad empleados.

La Figura 8-4 muestra las estimaciones de la mediana, así como de los percentiles para el 2.5 y 95.5% en las 20 estaciones de aforo de estudio. Se puede ver que los modelos tienden a describir adecuadamente las variaciones interanuales en las series de crecidas. Sin embargo, la mejor descripción de forma generalizada se observa en estaciones de aforo localizadas en las regiones Central y Norte, así como en estaciones localizadas en la parte alta interior de la confederación del Júcar en la región Mediterránea. Es importante mencionar que en estas estaciones localizadas al interior de la región Mediterránea, al contrario a las localizadas cerca de la costa Mediterránea el impacto de los eventos convectivos de mesoescala es menor y se distingue una más importante señal de los patrones de variabilidad de baja frecuencia. En general, podemos hablar que de las estaciones seleccionadas para la modelación, una más pobre descripción se puede observar en estaciones de la región Mediterránea, siendo particularmente inadecuada en estaciones localizadas en la confederación del Ebro. En lo que se refiere a los resultados en las estaciones de aforo de estudio localizados en la confederación del Segura, al sur de la región Mediterránea; es evidente que el IE es el que rige en dichas estaciones, al presentarse un alteración muy importante en sus regímenes de crecidas, por lo que la potencialidad explicativa de los índices de las variables macroclimáticas en estas estaciones resulta muy subjetiva, y debe ser considerada con cuidado. Un importante impacto por embalses en la frecuencia de crecidas, se observa también en estaciones seleccionadas de las confederaciones Duero, Guadalquivir y Guadiana en la región Central.

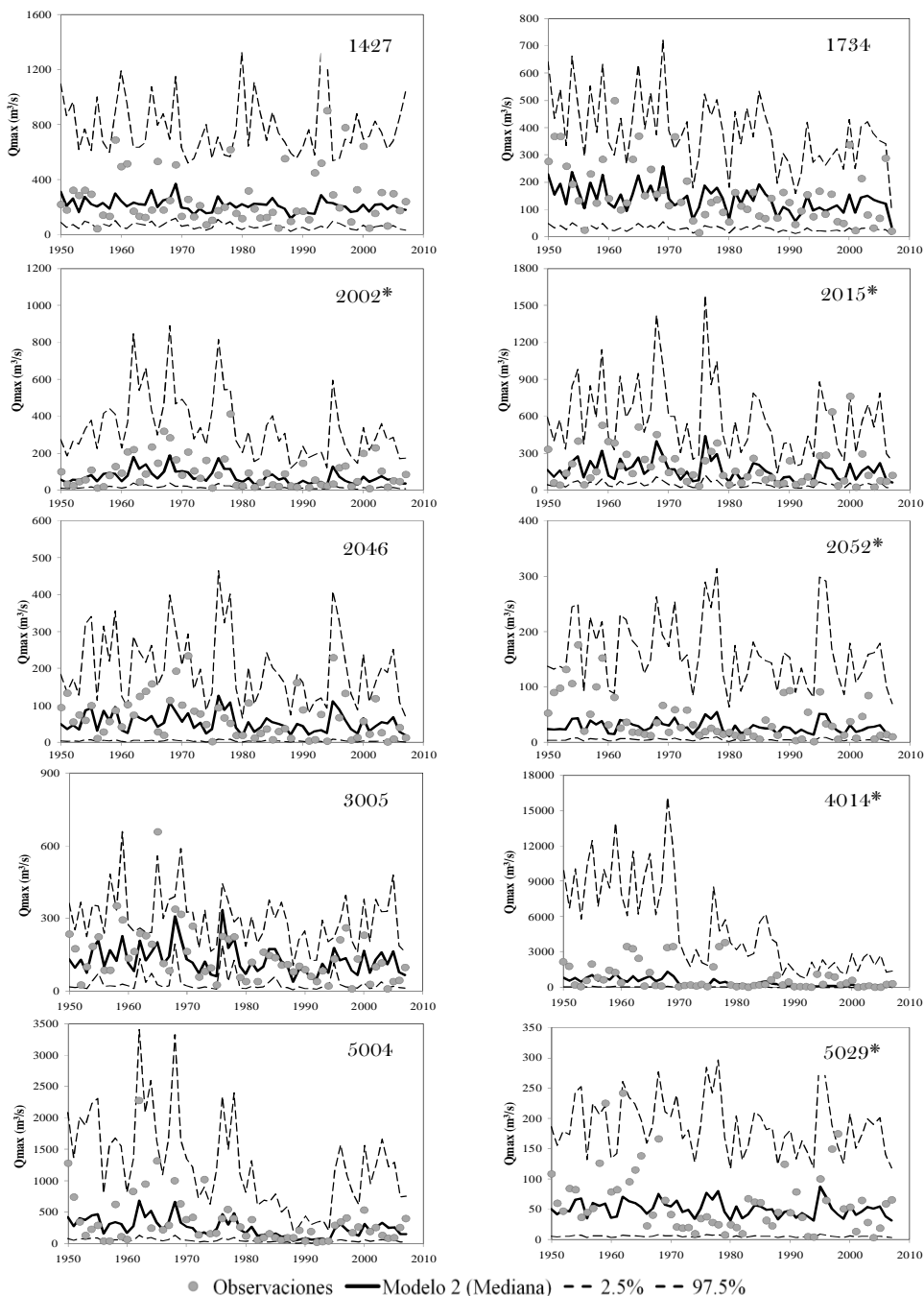


Figura 8-4. Modelación de las crecidas máximas anuales con el Modelo 2, donde muestran la estimación para la mediana (percentil del 50%) y los percentiles del 2.5% y 97.5% (* indica las estaciones con régimen alterado)...continúa.

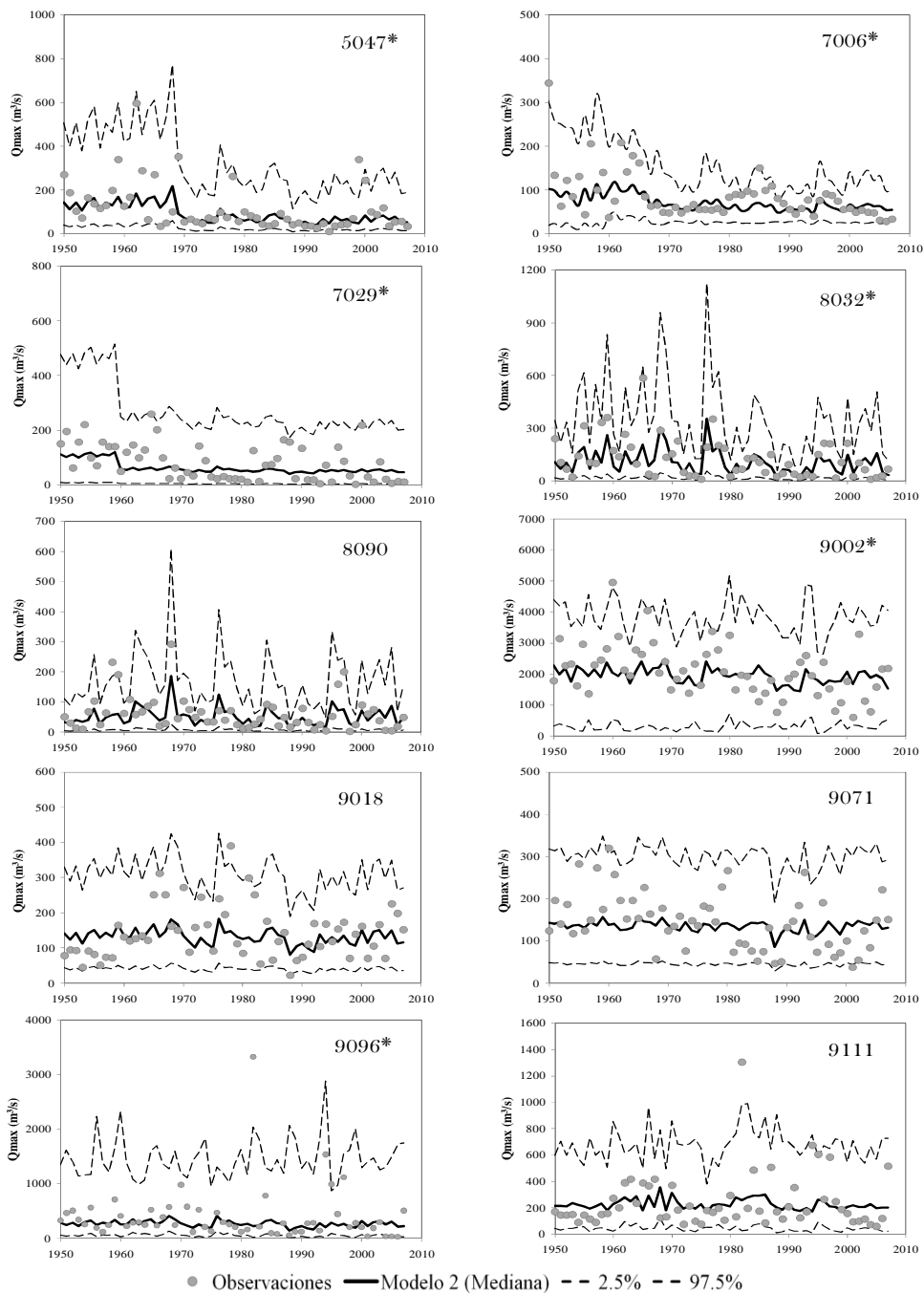


Figura 8-4. continúa.

En la Figura 8-5 y Tabla 8-9 se resumen la evaluación del ajuste de los modelos por medio de la revisión de la normalidad de los residuales. En general los resultados sugieren un adecuado ajuste de los modelos seleccionados. No obstante, desviaciones de

la normalidad se observan para los casos de las series 1427, 7006, 9018, 9096 y 9111. Particularmente para los sitios 9096 y 9111, resulta evidente la inadecuada representación, ya que observaciones quedan fuera de los percentiles del 97.5%. La menos adecuada representación de las no estacionarioridades en las estaciones localizadas en cuencas vertientes Pirenaicas, sin duda esta vinculada a que un factor de importancia en la genesis de crecidas en esa zona es la inercia de eventos de fusión de nieve. Lo cual como se pudo observar en el analisis de los regímenes de crecidas origina un regimén bimodal.

Estación	Media	Varianza	Asimetría	Curtosis	Coefficiente de Filliben	G. L. para el ajuste
1427	-0.015	1.017	0.204	2.618	0.989	6
1734	-0.004	1.015	0.488	3.978	0.986	5
2002	0.000	1.017	-0.251	2.263	0.994	5
2015	0.000	1.017	-0.086	2.773	0.995	5
2046	-0.003	1.025	-0.025	2.364	0.993	5
2052	0.000	1.018	0.049	2.194	0.992	4
3005	-0.021	1.037	-0.074	2.663	0.997	8
4014	0.000	1.017	-0.111	1.953	0.986	6
5004	0.000	1.017	-0.183	2.503	0.994	5
5029	-0.001	1.016	0.043	2.343	0.996	4
5047	0.000	1.017	0.280	3.669	0.991	5
7006	-0.027	0.993	0.182	2.218	0.983	6
7029	0.000	1.013	0.036	2.168	0.992	5
8032	0.001	1.018	-0.154	2.256	0.991	5
8090	0.004	1.020	-0.286	3.179	0.991	4
9002	-0.001	1.019	-0.083	2.305	0.995	5
9018	-0.002	1.016	0.270	2.361	0.993	4
9071	0.000	1.018	-0.148	2.251	0.993	5
9096	-0.007	1.017	-0.211	3.404	0.986	5
9111	0.000	1.013	0.030	2.354	0.993	6

Tabla 8-9. Estadísticos de los residuales para el Modelo 2. G.L para el ajuste indican los grados de libertad efectivos utilizados en el ajuste de los modelos.

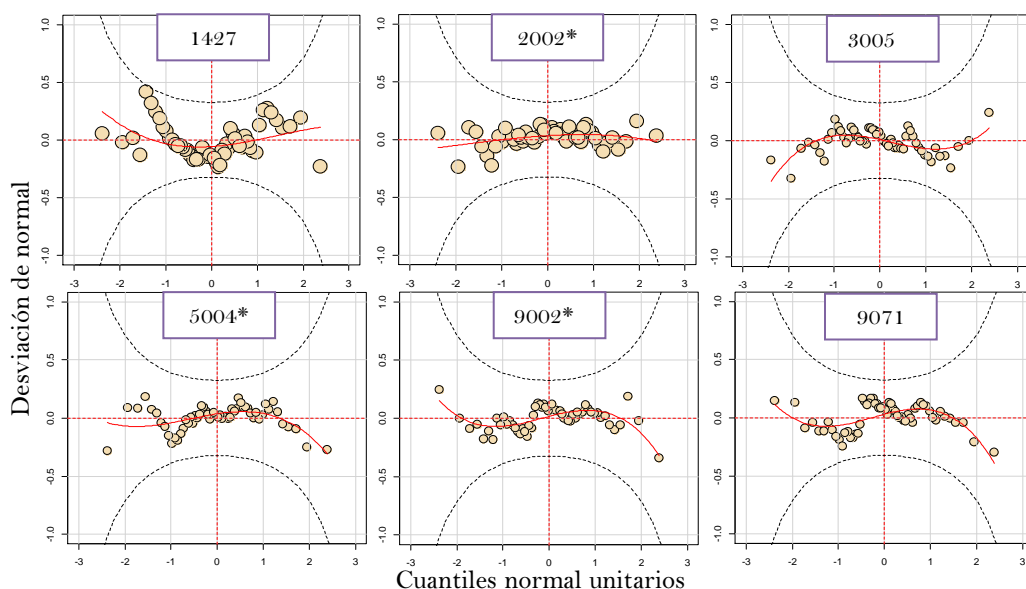


Figura 8-5. Ejemplos de gráficos q-q normal sin tendencia de los residuales para el Modelo 2 (*indica las estaciones con régimen alterado). Para un ajuste satisfactorio, los datos deben encontrarse entre los intervalos de confianza para el 95% (líneas grises discontinuas).

8.4.4 Modelo 3 (modelo de componentes principales)

En este apartado se presentan y analizan los resultados obtenidos en la modelación de las crecidas anuales con el Modelo 3, en el cual se utilizan como covariables explicativas las CPs obtenidas del análisis FOEs de los índices invernales de las variables macroclimáticas. Teóricamente el empleo del análisis FOEs se plantea generalmente con dos objetivos: el encontrar patrones espaciales o el disminuir la dimensionalidad de un conjunto de variables que presenten multicolinealidad. Y es con este último objetivo que se decidió emplear este análisis, con el cual se pretende satisfacer el principio de parsimonia en el ajuste de los modelos. Los resultados del análisis FOEs considerando los índices AOw, MOw, NAOw y WeMOw, revelan que las dos primeras componentes principales retienen el 93% de la varianza total, y es por esto que se decidió incorporar estas dos primeras CPs como posibles covariables explicativas de los parámetros de las distribuciones. Las CPs retenidas muestran que la CP1 retiene el 66% de a varianza (conteniendo la evolución temporal de los índices AOw, MOw y NAOw), mientras que la CP2 explica el 27% (la cual contiene la evolución temporal del índice WeMOw).

La Tabla 8-10 muestra la distribución paramétrica asumida para la variable explicada en cada caso de estudio, así como el tipo de dependencia entre cada una de las covariables y los parámetros de la distribución. Se puede observar que en el Modelo 3 las distribuciones LNO, GA y GG son las que se presentan como las más adecuadas. En cuanto a la significancia de las CPs como covariables, los resultados muestran que la CP1 se presenta como covariable significativa en 18 estaciones de aforo, mientras que la CP2 resulta covariable significativa en 9 de las 20 estaciones. Se aprecia que las covariables tienden a presentar una mayor dependencia respecto del parámetro θ_1 , mientras que respecto del parámetro θ_2 está dependencia disminuye sustancialmente. En los casos en que se cuenta con un tercer parámetro θ_3 , los cuales se presentan cuando la distribución resulta la GG se pudo ver que este es independiente de las covariables explicativas para todos los casos estudiados. En lo que respecta al tipo de dependencia no se puede desatacar un patrón generalizado, ya que se puede apreciar tanto casos de dependencia lineal, como de dependencia suavizada. Por otro lado, analizando los resultados en la evaluación de la independencia de los parámetros de las distribuciones respecto del *IE*, este resultó una covariable estadísticamente significativa para las estaciones 2002, 4014, 5004, 5047, 7006 y 7029. Estos resultados se presentan congruentes con aquellos sitios en los cuales se obtiene el mayor valor del *IE*.

Estación		θ_1	θ_2	θ_3	Estación		θ_1	θ_2	θ_3
1427	LNO	CP1 cs(CP2,1)	CP1 CP2	--	5047	LNO	CP1 CP2 IE	cs(CP2,2)	--
1734	GA	cs(CP1,1) CP2	CP2	--	7006	LNO	CP1 cs(IE,1)	cte.	--
2002	LNO	CP1 IE	cte.	--	7029	LNO	CP1 IE	cte.	--
2015	LNO	CP1	cte.	--	8032	GG	CP1	cte.	cte.
2046	WEI	cs(CP1,1)	CP2	--	8090	GG	CP1	cs(CP2,1)	cte.
2052	LNO	CP1	cte.	--	9002	GA	CP2	cte.	--
3005	GG	cs(CP1,2)	cte.	cte.	9018	GG	CP1 CP2	cte.	cte.
4014	WEI	cs(CP1,2) CP2 IE	cte.	--	9071	GG	CP2	cte.	cte.
5004	LNO	CP1 cs(IE,1)	cte.	--	9096	LNO	CP1	CP1	--
5029	GA	cs(CP1,2)	cte.	--	9111	GG	CP1 cs(CP2,1)	cte.	cte.

Tabla 8-10. Principales características del Modelo 3 seleccionado para cada estación, donde *cs* (·) indica que la dependencia entre los parámetros de las distribuciones y las covariables externas es por medio de los splines cúbico, otro indica dependencia lineal y *cte.* se refiere a que el parámetro es estacionario. El valor numérico entre paréntesis en los *cs*(·) son los grados de libertad empleados.

En la Figura 8-6 se muestra la modelación de la frecuencia de crecidas bajo condiciones no estacionarias incorporando las CPs y el IE como covariables explicativas (Modelo 3) en las 20 estaciones de aforo. Se puede inferir de la revisión de los gráficos que los modelos ajustados tienen la habilidad de capturar el comportamiento interanual de las crecidas a través del tiempo. Se puede observar también un patrón mayoritario en el comportamiento en los percentiles estimados del 50 y 97.5%, en los cuales se aprecia que estos tiende a incrementar en el periodo 1950-1975, así como una importante disminución en el periodo 1980-1995. Este patrón de comportamiento resulta más evidente en sitios localizados en cuencas de la regiones Central y Norte; no obstante, también se puede observar en cuencas de la región Mediterránea, confinándose dicho comportamiento a las series 8032 y 8090. Por otro lado, se puede apreciar la menor habilidad de los modelos para describir adecuadamente el comportamiento de series localizadas en cuencas de la confederación del Ebro en la región Mediterránea.

La mayor significancia de la CP1 como covariable explicativa en los modelos es claro reflejo de la mayor influencia de la configuraciones climáticas de la AO, MO y NAO en la evolución temporal de las crecidas en la España peninsular, mientras en el caso de la CP2, con una menor significancia como covariable explicativa, esta se puede explicar ante el menor impacto de la WeMO. En general de los resultados obtenidos con el Modelo 3, se puede establecer que estos reproducen razonablemente el comportamiento de las series de

crecidas al igual que los resultados observados con el Modelo 2. Sin embargo, es evidente que con la aproximación del Modelo 3 estos presentan una menor complejidad, al concentrar con las CPs la varianza de las covariables.

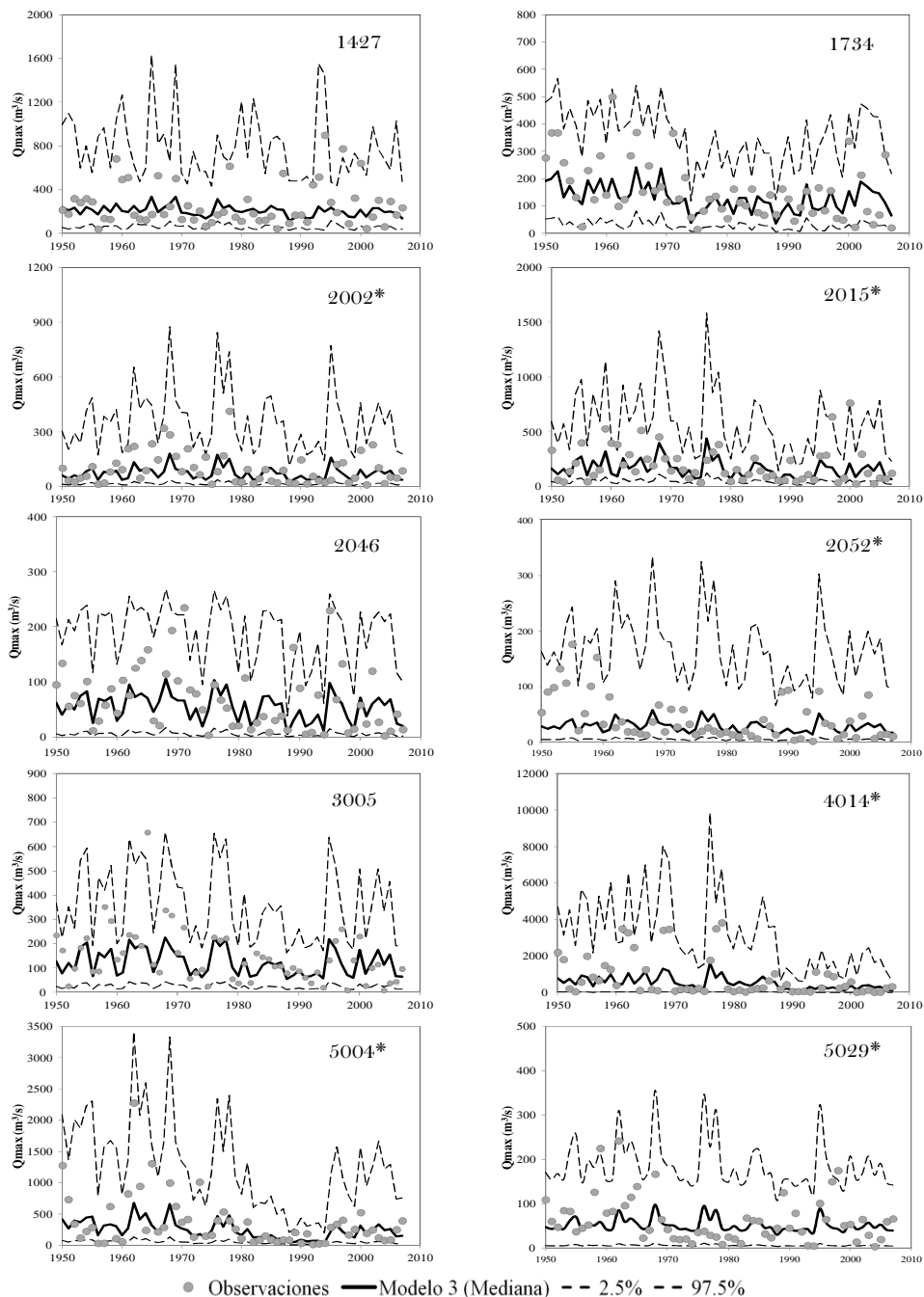


Figura 8-6. Modelación de las crecidas máximas anuales con el Modelo 3, donde se muestra la estimación para la mediana (percentil del 50%) y los percentiles del 2.5% y 97.5% (* indica las estaciones con régimen alterado)...continúa.

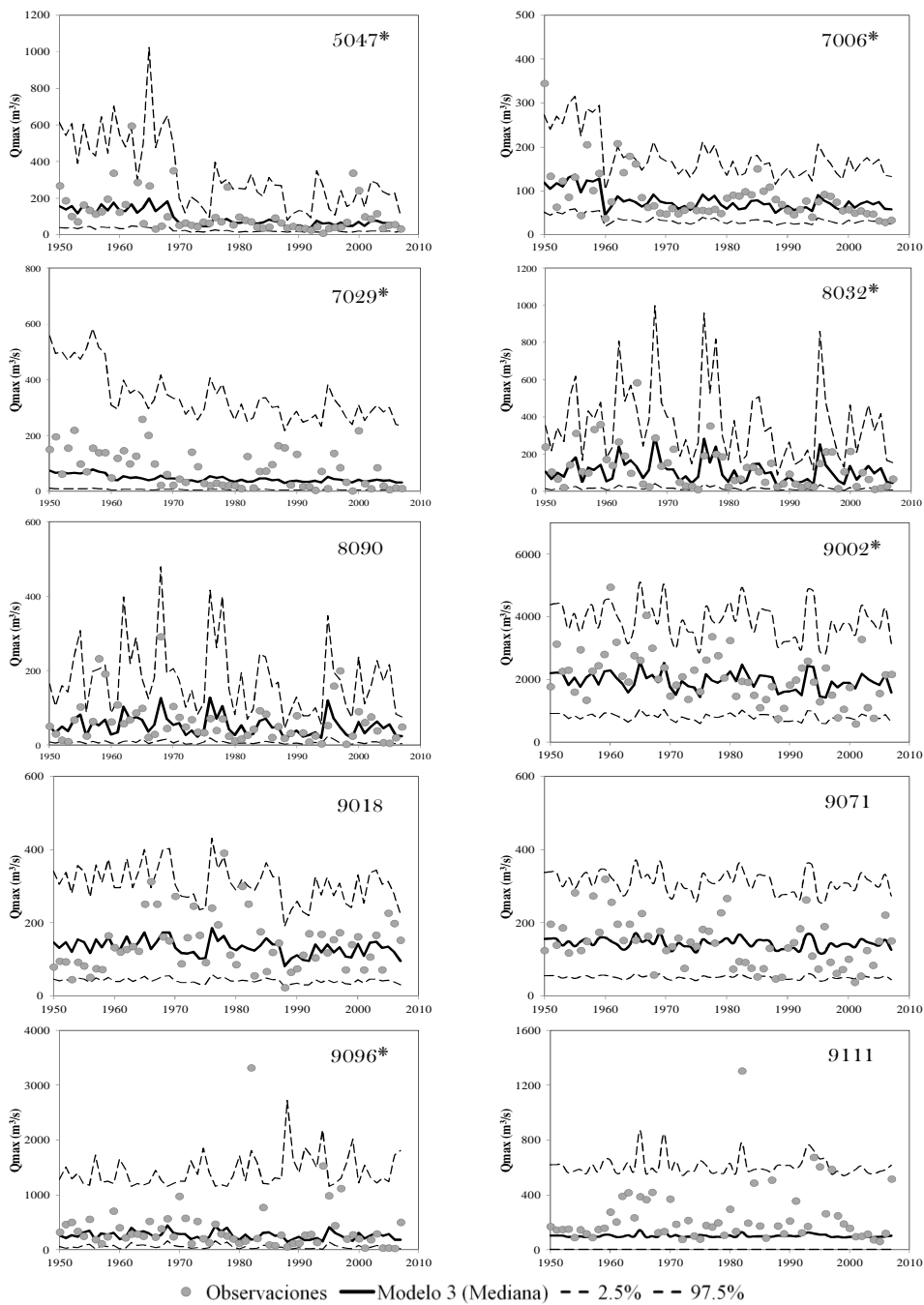


Figura 8-6. continúa.

En la Figura 8-7 y Tabla 8-11 se resumen los resultados de la evaluación de la normalidad de los residuales para cada uno de los modelos en los 20 sitios estudiados con el Modelo 3. En general los resultados de los estadísticos de los residuales, así como de la evaluación del coeficiente de correlación de Filliben, no sugieren desviaciones importantes de la normalidad. Inferencias en el mismo sentido pueden obtenerse de la inspección de los gráficos de cuantiles qq-plot y qq-plot sin tendencia.

Estación	Media	Varianza	Asimetría	Curtosis	Filliben	CIA	CBS	G. L. para el ajuste
1427	0.003	1.017	0.134	2.451	0.992	745.04	759.46	7
1734	-0.001	1.018	0.213	2.768	0.994	680.18	692.96	6
2002	0.000	1.017	-0.154	2.093	0.989	632.19	640.43	4
2015	0.000	1.017	0.035	2.929	0.993	699.84	706.03	3
2046	-0.001	1.024	-0.042	2.785	0.996	594.98	607.35	6
2052	0.000	1.018	0.025	2.140	0.992	519.58	525.65	3
3005	0.003	1.019	-0.023	3.458	0.991	669.69	682.67	6
4014	-0.014	1.000	0.339	2.046	0.979	873.87	884.17	5
5004	0.000	1.018	-0.286	2.636	0.992	773.81	784.73	5
5029	-0.001	1.016	0.029	2.422	0.997	594.07	604.58	5
5047	0.007	1.017	0.344	3.539	0.988	633.78	648.20	7
7006	0.000	1.017	0.326	2.520	0.991	576.13	586.43	5
7029	0.000	1.018	-0.374	2.772	0.989	628.37	636.62	4
8032	-0.002	1.018	0.013	2.537	0.995	657.58	665.82	4
8090	0.002	1.014	-0.004	3.009	0.993	580.33	593.10	6
9002	0.001	1.018	-0.184	2.644	0.995	937.78	943.97	3
9018	-0.002	1.017	0.007	2.174	0.994	654.27	664.57	5
9071	0.001	1.016	0.019	2.154	0.993	650.50	658.74	4
9096	0.006	1.017	-0.258	3.441	0.988	797.47	805.71	4
9111	0.008	1.012	-0.001	2.257	0.994	727.61	740.39	6

Tabla 8-11. Estadísticos de los residuales para el Modelo 3. G.L para el ajuste indican los grados de libertad efectivos utilizados en el ajuste de los modelos.

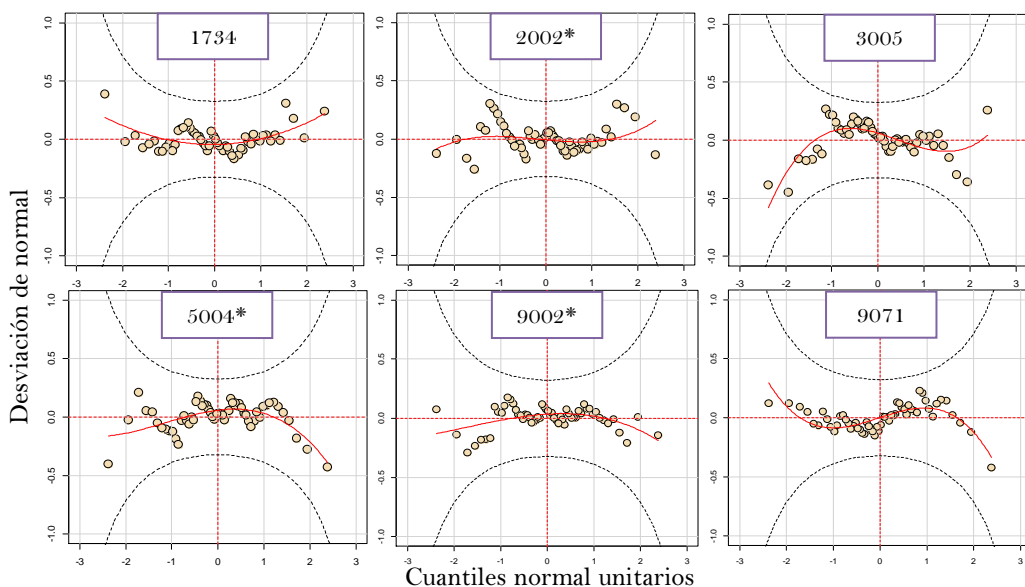


Figura 8-7. Ejemplo de gráficos q-q normal sin tendencia de los residuales para el Modelo 3 (*indica las estaciones con régimen alterado). Para un ajuste satisfactorio, los datos deben encontrarse entre las dos líneas grises (intervalos de confianza para el 95%).

8.4.5 Modelo 4 (modelo de covariables con rezago en la dependencia)

En este modelo se incorporan como covariables explicativas de los parámetros de las distribuciones paramétricas los índices mensuales de las variables macroclimáticas asumiendo un mes de rezago a la presencia de los eventos de crecidas máximas anuales. Sin duda este modelo resulta interesante ante la posibilidad de evaluar si con un mes de antelación a la señal climática podremos predecir el comportamiento de las crecidas.

La Tabla 8-12 muestra las distribuciones paramétricas asumidas para cada estación de estudio, así como la dependencia que se presenta en la modelación de los parámetros de las distribuciones como función de las covariables explicativas. Se puede apreciar la significancia de los índices de la AO y NAO como covariables explicativas en los parámetros de las distribuciones; en particular es de destacar la dependencia respecto de los parámetros θ_1 y θ_2 . Una menor dependencia es la que se presenta con el índice de la MO, el cual se presenta como covariable significativa en 7 estaciones en el parámetro θ_1 , mientras que solo en 2 casos para el el parámetro θ_2 . Respecto de la significancia como covariable del índice de la WeMO, se denota de los modelos ajustados que este se presenta como una covariables significativa en 4 sitios con el parámetro θ_1 . Resulta evidente la mayor significancia de los índices de la AO y la NAO considerando un mes de rezago. Dicha significancia estadística se presenta en sitios localizados en cuencas a lo largo de las tres regiones de estudio. En lo que respecta al índice de la WeMO, su influencia se confina principalmente a sitios localizados en cuencas de las regiones Norte y Mediterránea. Por otro lado, en lo que se refiere al tipo de dependencia que se establece entre las covariables y los parámetros de las distribuciones, no se aprecia un patrón de dependencia, ya que se pueden observar casos tanto de dependencia lineal, como de dependencia suavizada.

Sin duda los resultados observado que reflejan la importancia de la AO y la NAO en la caracterización de las no estacionaridades en la frecuencia de crecidas en el Modelo 4, resultan coherentes a los resultados observados en los modelos 2 y 3. Un resultado similar a los resultados observados se establecen en el sentido de la significancia estadística del *IE* como covariables explicativas, así como la estacionaridad del parámetro θ_3 , en aquellos 2 casos en que existe (5004 y 9111).

Estación		θ_1	θ_2	θ_3	Estación		θ_1	θ_2	θ_3
1427	LNO	NAOi WeMOi	NAOi	--	5047	GA	AOi cs(NAOi,1) IE	cte.	--
1734	GA	AOi cs(MOi,1)	NAOi	--	7006	LNO	cs(AOi,2) IE	cte.	--
2002	LNO	AOi MOi IE	AOi	--	7029	LNO	cs(AOi,1) IE	IE	--
2015	LNO	AOi cs(NAOi,1)	cte.	--	8032	LNO	AOi	NAOi	--
2046	GA	AOi cs(MOi,1)	AOi	--	8090	WEI	MOi cs(WeMOi,1)	cs(AOi,1)	--
2052	LNO	cs(MOi,1) NAOi	NAOi	--	9002	GA	NAOi WeMOi	cte.	--
3005	GA	AOi NAOi	cs(MOi,2)	--	9018	LNO	MOi	cte.	--
4014	LNO	cs(AOi,1) NAOi IE	AOi	--	9071	GA	cs(AOi,1) WeMO	cte.	--
5004	GG	cs(AOi,2) NAOi IE	MOi NAOi	cte.	9096	LNO	AOi	cte.	--
5029	GA	AOi cs(NAOi,1)	NAOi	--	9111	GG	MOi	cte.	cte.

Tabla 8-12 Principales características del Modelo 4 seleccionada para cada estación, donde cs (·) indica que la dependencia entre los parámetros de las distribuciones y las covariables externas es por medio de los splines cúbico, otro indica dependencia lineal y cte. se refiere a que el parámetro es estacionario. El valor numérico entre paréntesis en los cs(·) son los grados de libertad empleados.

En la Figura 8-8 se muestran gráficos de la modelación de las crecidas máximas anuales con el Modelo 4, donde se observa la estimación de la mediana, así como de los percentiles del 2.75 y 97.5%. Se puede apreciar en los gráficos que los percentiles tienden a incluir la mayoría de los eventos observados. Sin embargo, se aprecian sitios en los que los modelos no describen adecuadamente las tendencias crecientes y decrecientes que se presentan en el comportamiento de las crecidas. También se observan incrementos en la modelación de las crecidas que no resultan coherentes con el comportamiento de las observaciones. En general, se aprecia una más pobre descripción de la variabilidad interanual de la frecuencia de crecidas respecto del Modelo 3. No obstante lo anterior, se puede apreciar que en las series de crecidas de estudio localizadas en cuencas de la región Central se presenta una adecuada caracterización de las no estacionaridades en la modelación de las crecidas. La más pobre descripción aparece al igual que en los modelos anteriores, en cuencas de la región Mediterránea (estaciones 9018, 9071 y 9096 y 9111).

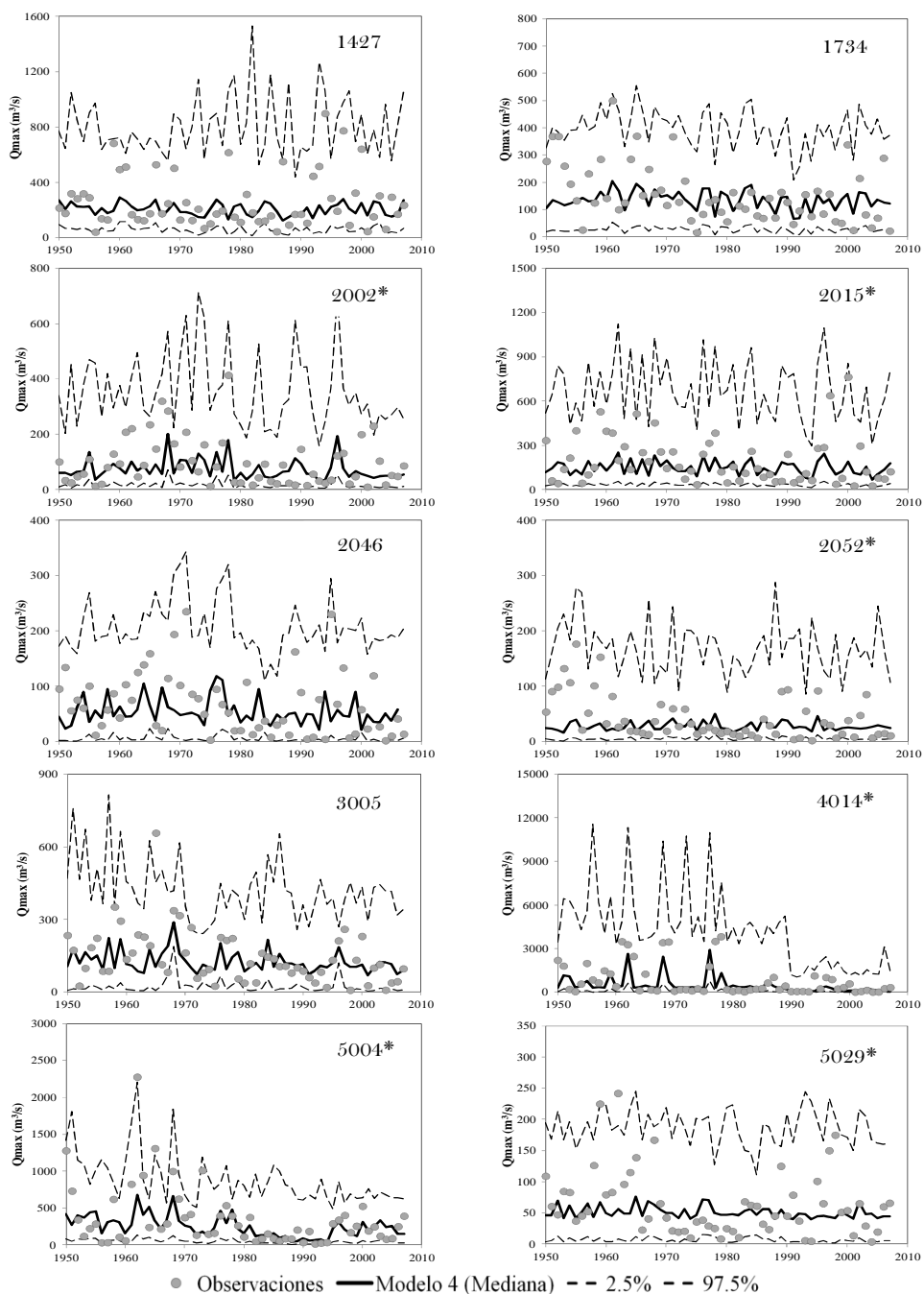


Figura 8-8. Modelación de las crecidas máximas anuales con el Modelo 3, donde se muestra la estimación para la mediana (percentil del 50%) y los percentiles del 2.5% y 97.5% (* indica las estaciones con régimen alterado)...continúa.

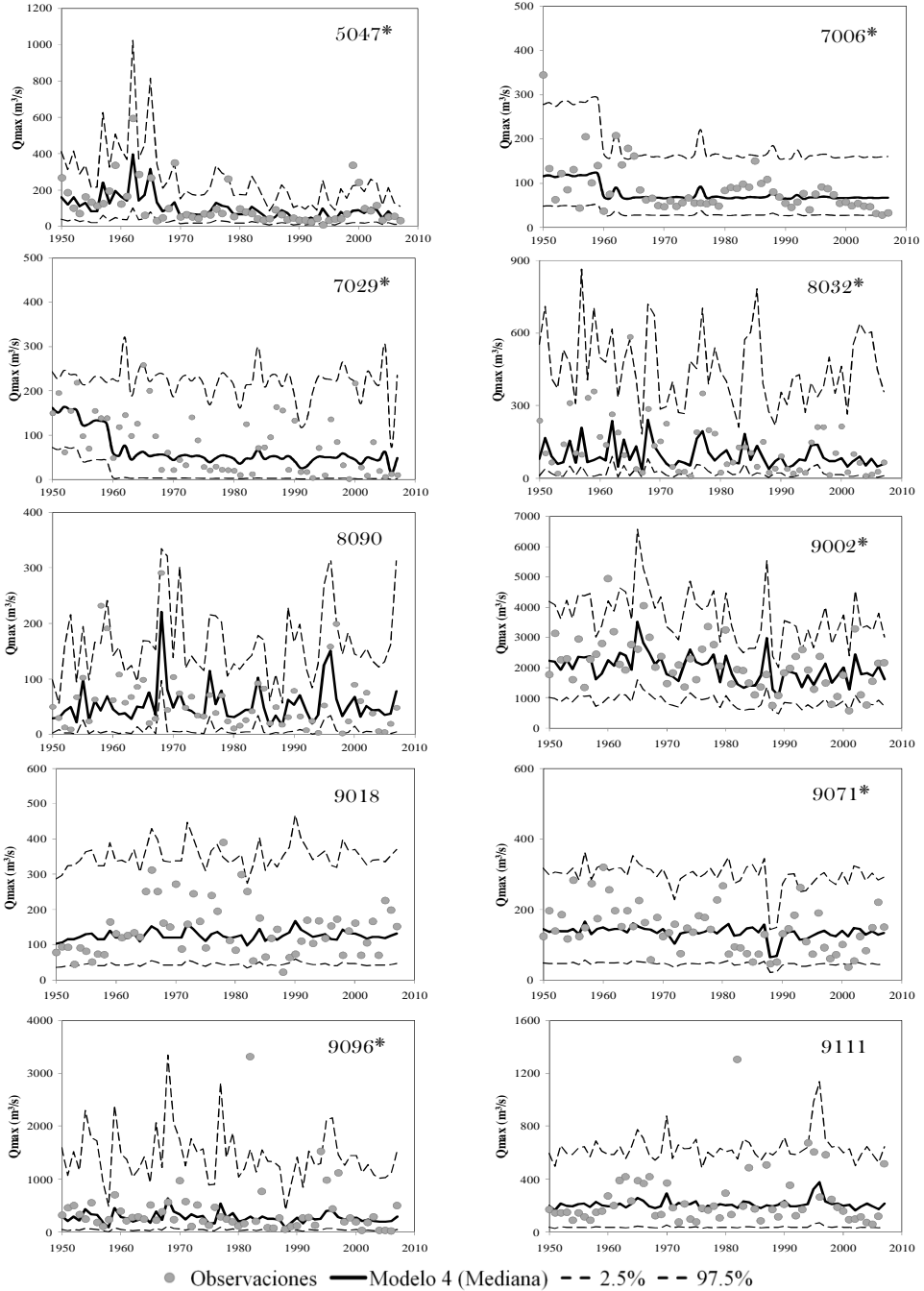


Figura 8-9. continúa.

En la Figura 8-10 y Tabla 8-13 se presentan a modo de resumen los resultados de la revisión de la normalidad de los residuales, donde se puede apreciar los cuatro primeros momentos de los residuales, el coeficiente de correlación de Filliben y los gráficos de q-q

plot sin tendencia. A pesar de que la inspección de la normalidad de los residuales no sugiere unas desviaciones importantes de este supuesto, resulta evidente la más pobre representación de los modelos obtenidos para los sitios 1427, 2046, 9018, 9071, 9096 y 9111. En estos sitios se aprecia que los modelos no capturan adecuadamente la dispersión de los eventos observados de crecidas máximas anuales.

Los resultados observados con el Modelo 4, muestran que las condiciones hidrológicas en los ríos de la España peninsular pueden ser caracterizadas a partir del comportamiento de los patrones de variabilidad climática de baja frecuencia en el mes anterior. Sin embargo, es evidente que el modelo se presenta eficaz particularmente en cuencas de la región Central.

Estación	Media	Varianza	Asimetría	Curtosis	Coefficiente de Filliben	G. L. para el ajuste
1427	0.006	1.017	0.150	2.119	0.993	5
1734	0.002	1.019	0.082	2.193	0.991	6
2002	-0.016	1.017	0.099	2.137	0.992	6
2015	0.000	1.018	0.110	2.113	0.991	5
2046	-0.004	1.011	0.039	1.851	0.983	6
2052	-0.002	1.018	0.093	1.959	0.988	6
3005	-0.037	0.997	0.111	3.064	0.996	7
4014	0.004	1.017	0.069	2.011	0.987	7
5004	0.046	1.080	0.131	2.445	0.993	9
5029	-0.003	1.015	0.164	2.531	0.995	8
5047	-0.002	1.017	0.264	4.212	0.980	8
7006	0.000	1.017	0.357	2.902	0.990	7
7029	0.000	1.020	0.004	2.289	0.993	6
8032	-0.006	1.017	-0.099	1.987	0.991	4
8090	-0.006	0.999	0.130	2.777	0.993	7
9002	0.000	1.017	-0.006	2.627	0.993	4
9018	0.000	1.018	-0.425	3.465	0.991	3
9071	0.000	1.017	-0.033	2.394	0.996	5
9096	0.000	1.018	0.049	3.395	0.989	3
9111	0.001	1.016	-0.003	2.784	0.993	4

Tabla 8-13. Estadísticos de los residuales para los modelos no estacionarios modelando las crecidas máximas anuales como función del tiempo. G.L para el ajuste indican los grados de libertad efectivos utilizados en el ajuste de los modelos.

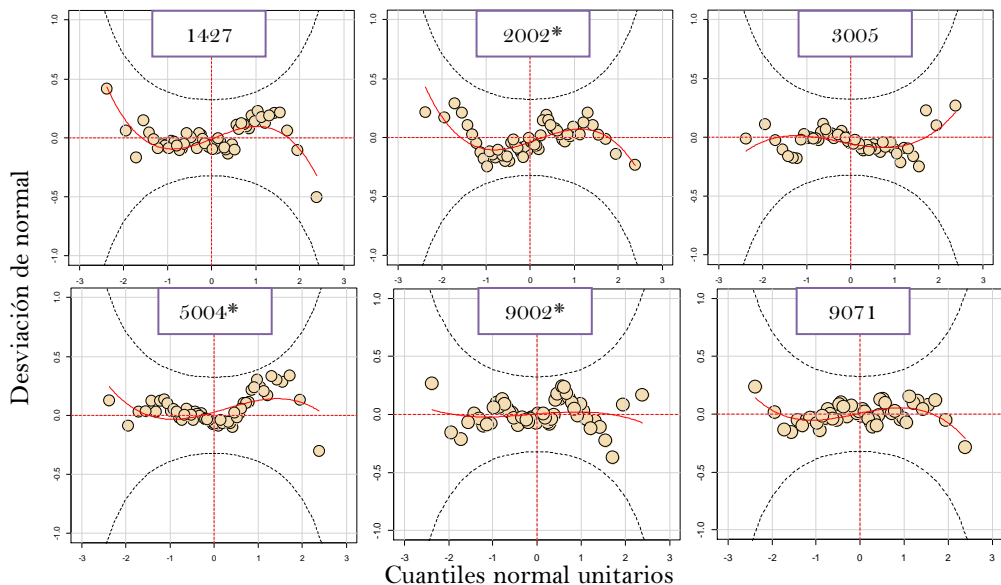


Figura 8-10. Ejemplo de gráficos q-q normal sin tendencia de los residuales para el Modelo 4 (*indica las estaciones con régimen alterado). Para un ajuste satisfactorio, los datos deben encontrarse entre las dos líneas grises (intervalos de confianza para el 95%).

8.5 Comparación entre los modelos estacionarios y no estacionarios

8.5.1 Comparación con observaciones

En este apartado se aborda la comparación entre las estimaciones obtenidas en la aproximación estacionaria con el Modelo 0 y las no estacionarias con incorporación de covariables externas con el Modelo 2 y el Modelo 3.

La Figura 8-11 muestra las estimaciones de la mediana para el Modelo 0 y el Modelo 3 en las estaciones 2015 (régimen poco alterado) y 5004 (régimen muy alterado), donde se grafica el comportamiento de esta respecto a la CP1 que es la covariable significativa en el modelo no estacionario. Se puede observar que en el modelo estacionario la mediana es sobrestimada para valores altos positivos de la CP1, mientras que para valores altos negativos de la CP1 el modelo estacionario la subestima. Resulta evidente la mayor complejidad en el comportamiento de la mediana en la estación 5004, lo cual refleja la importante alteración por embalses que experimenta esta estación de aforo, aunque, se aprecia la ganancia en la caracterización del comportamiento de la mediana con la incorporación del *IE* como covariable (panel derecho).

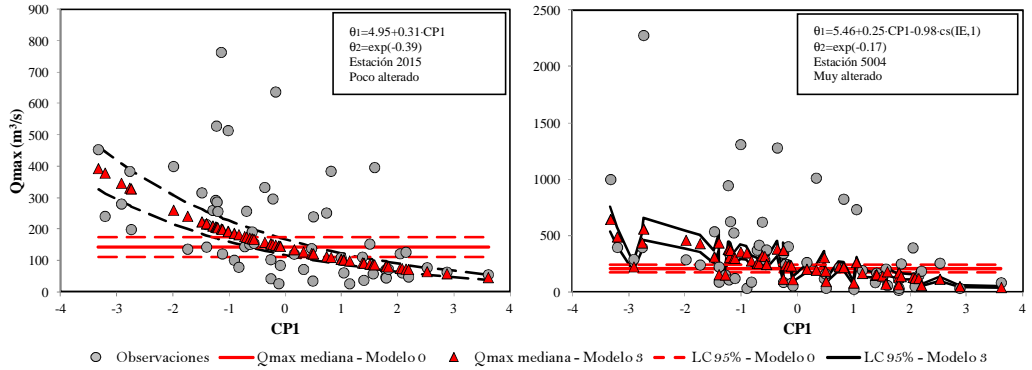
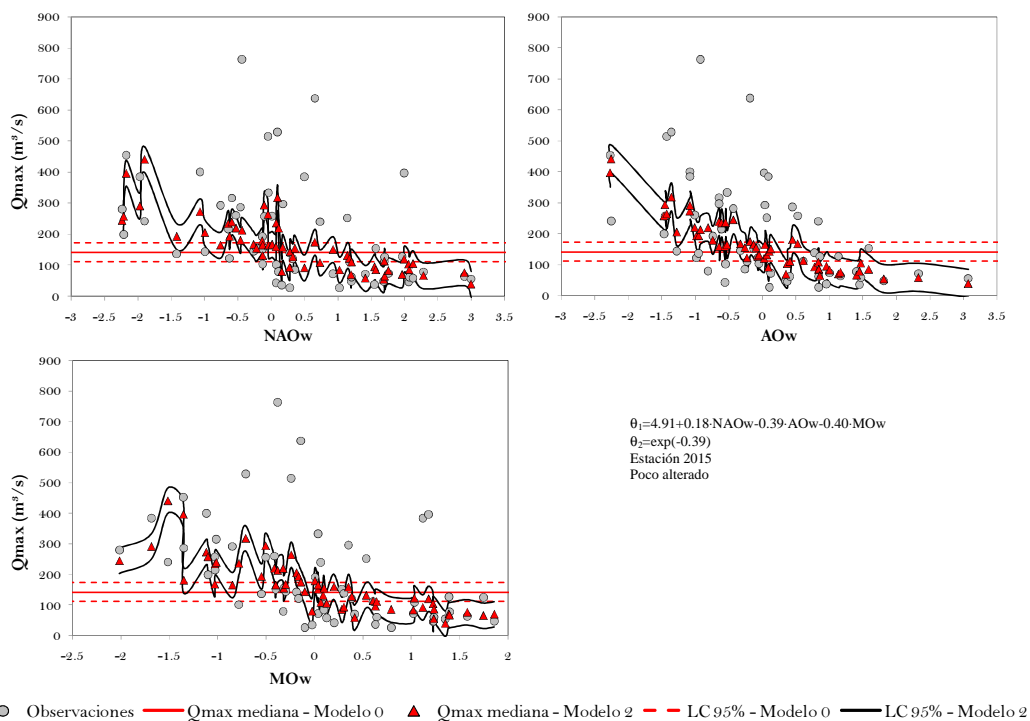


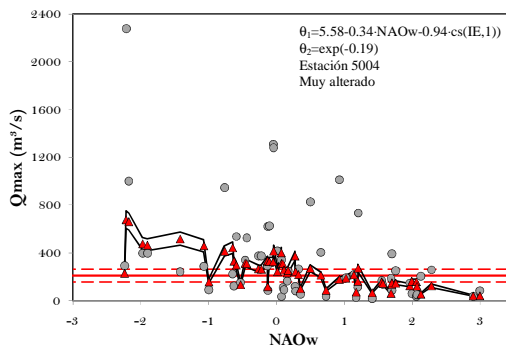
Figura 8-11. Estimaciones de la mediana y los intervalos de confianza del 95% condicionados a la mediana, para los modelos 0 y 3 en las estaciones 2015 (panel derecho) y 5004 (panel izquierdo) graficados respecto de la CPI.

Por otro lado, en la Figura 8-12 se muestra la comparación en la estimación de la mediana con el Modelo 0 y el Modelo 2 en la estación 2015 (régimen poco alterado), donde se grafica esta respecto de los índices invernales significativos en el modelo no estacionario. La inspección de los gráficos reporta una adecuada caracterización del comportamiento de la mediana con el modelo no estacionario respecto a los índices invernales, siendo evidente que la mediana se incrementa con altos valores negativos, mientras que esta decrece con valores altos positivos. Por el contrario, asumiendo condiciones estacionarias se presentan sobreestimaciones y subestimaciones en la mediana, en función del valor del índice climático. Similares conclusiones se pueden establecer en las estimaciones observadas para el Modelo 2 en la estación 5004, la cual se muestra en la Figura 8-13, donde se puede observar el comportamiento de la mediana estimada con el modelo no estacionario respecto del índice NAOw. Aissaiou-Fqayeh et al. (2009) encontraron similares conclusiones en su estudio de modelación no estacionaria de la precipitación máxima anual en California incorporando el índice de la Oscilación del Sur (SOI) como covariable, donde al comparar la estimaciones de la mediana encontró que el modelo estacionario tendía a subestimar la mediana para valores altos negativos del SOI, mientras que para valores altos positivos se subestimaba.



○ Observaciones — Qmax mediana - Modelo 0 ▲ Qmax mediana - Modelo 2 - - LC 95% - Modelo 0 — LC 95% - Modelo 2

Figura 8-12. Estimaciones de la mediana y los intervalos de confianza del 95% condicionado a la mediana, para los modelos 0 y 2 en la estación 2015 graficados respecto de los índices NAOw, AOW y MOW.



○ Observaciones — Qmax mediana - Modelo 0 ▲ Qmax mediana - Modelo 2 - - LC 95% - Modelo 0 — LC 95% - Modelo 2

Figura 8-13. Estimaciones de la mediana y los intervalos de confianza del 95% condicionado a la mediana, para los modelos 0 y 2 en la estación 5004 graficados respecto del índice NAOw.

En los análisis previos se ha demostrado que las crecidas máximas en cuencas de la España peninsular están vinculadas a altos valores negativos (negativos) de la CP1 (de los índices climáticos invernales), mientras que las crecidas de menor magnitud están claramente vinculadas a altos valores positivos (positivos) de la CP1 (de los índices climáticos invernales). Por tanto, estos resultados tienen una gran importancia ya que en la aplicación de los modelos para la estimación de crecidas de diseño, esto nos podría llevar a problemas dramáticos si continuamos asumiendo las simplificaciones de la realidad con modelos estacionarios.

8.5.2 Comparación de cuantiles

El estudio de las crecidas en la hidrología operacional tiene como principal objetivo el inferir eventos para una probabilidad de excedencia dada que es definida a priori para llevar a cabo el diseño de estructuras de protección. En este punto se comparan los resultados de la inferencia de los cuantiles para una probabilidad de excedencia de 0.01 (periodo de retorno de 100 años) obtenidas con los modelos 0, 1 y 3 para 4 estaciones de aforo: 1427 (régimen natural – región Norte), 2015 (régimen alterado – región Central), 5004 (régimen alterado – región Central) y 5047 (régimen alterado – región Central).

La Figura 8-14 muestra los resultados del análisis de frecuencias en condiciones estacionarias (Modelo 0) y bajo condiciones no estacionarias (modelos 1 y 3), para una probabilidad de excedencia de 0.01. Los graficos ponen en evidencia los problemas a los que nos enfrentamos al asumir la hipótesis de estacionaridad en la inferencia de los eventos de crecidas. Se puede observar que los modelos no estacionarios indican la existencia de una sustancial variación del cuantil estimado a lo largo del periodo de registro. A este respecto podemos mencionar que se aprecia un claro incremento durante los periodos de 1960-1975 y 1995-2005, en los cuales el cuantil estimado asumiendo no estacionaridad tiende a estar por encima del estimado con el modelo estacionario. Un evidente decaimiento en el cuantil con los modelos no estacionarios se puede apreciar durante el periodo de 1975-1990. Este patrón de comportamiento se puede destacar en los 4 sitios mostrados. No obstante, en las estaciones que experimentan un alto grado de regulación por embalses 5004 y 5047, la disminución que experimenta el cuantil estimado durante el periodo 1960-1975 resulta más importante, mientras que el incremento durante el periodo de 1995-2005 se aprecia en mucho menor medida.

Como se sugiere de los resultados mostrados en el análisis de frecuencia, el asumir un evento de diseño basados en un modelo estacionario, nos puede llevar a dos problemas importantes a lo largo de la vida de la infraestructura diseñada, el asumir un riesgo mayor al contemplado o el sobredimensionamiento de la infraestructura hidráulica. Enfocándonos en los resultados del análisis de frecuencia para el registro de crecidas máximas anuales en la estación 2015 con el Modelo 3, se muestra que el cuantil para una probabilidad anual de excedencia de 0.01 durante los 58 años del periodo de registro ha oscilado de un valor máximo de 1899 m³/s en 1968 a un valor mínimo de 223 m³/s en 1988. En lo que respecta al Modelo 1, el cuantil ha oscilado de un valor máximo de 1316 m³/s en 1964 a un valor mínimo de 557 m³/s en 2007. En concreto cabe destacar que el cuantil máximo estimado con el modelo no estacionario, es claramente superior al valor de 989.18 m³/s estimado en condiciones estacionarias para el cuantil de 100 años. Similares resultados se obtienen en las estaciones de estudio adicionales, en las cuales también se observa que el valor umbral del cuantil en condiciones estacionarias es excedido en amplios periodos de tiempo.

Estos resultados refuerzan nuestros cuestionamientos a la hipótesis de estacionaridad, y nos llevan a plantear la necesidad de en un futuro próximo emplear modelos alternativos al estacionario para el estudio de las crecidas que nos permitan asumir la dinámica en las distribuciones de probabilidad, como podemos observarlo en el comportamiento de la función de densidad de probabilidad con el Modelo 1 y el Modelo 3 para la estación 2015 que se muestra en la Figura 8-15.

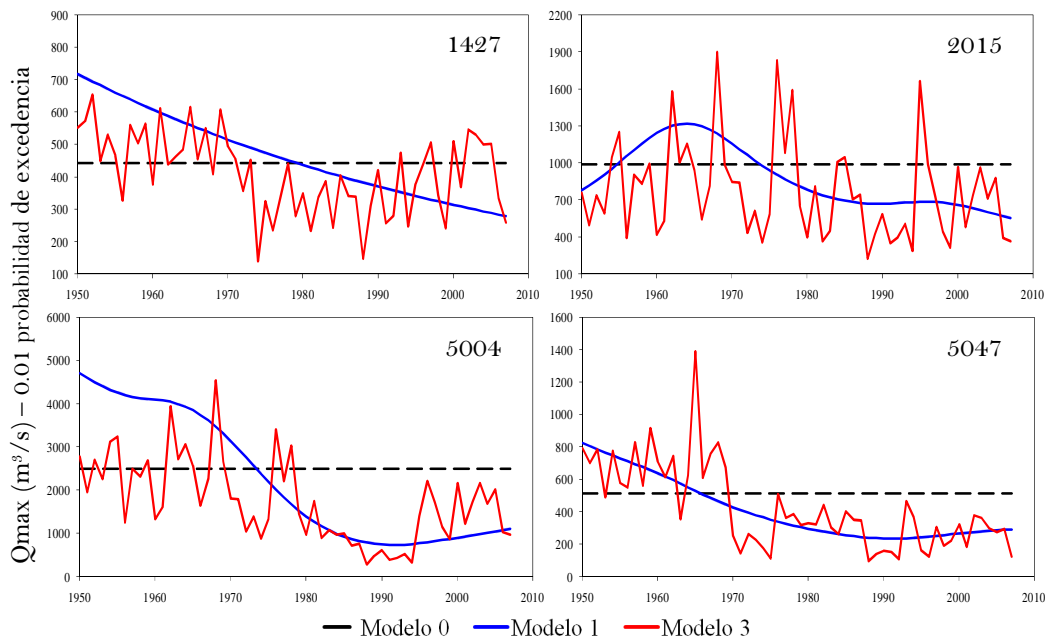


Figura 8-14. Modelación de las crecidas para una probabilidad anual de excedencia de 0.01 para el periodo 1950-2007. Los resultados se basan en los modelos 0, 1 y 3 implementados en GAMLSS.

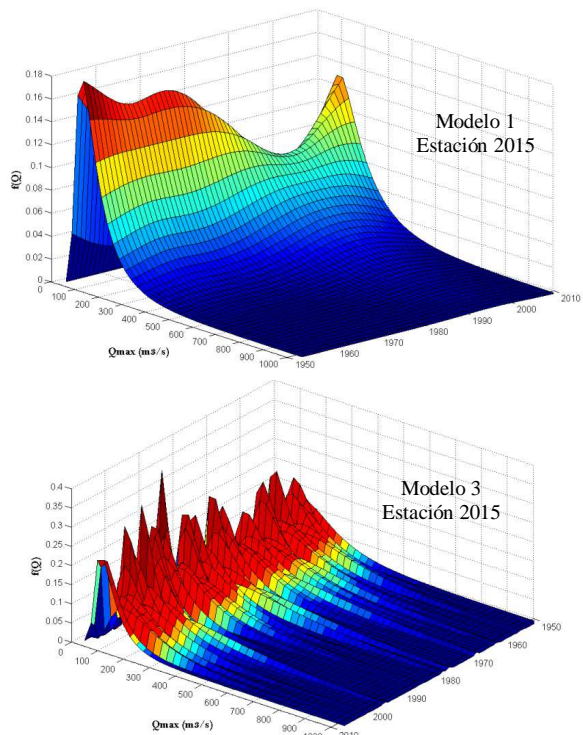


Figura 8-15. Funciones de densidad de probabilidad para la estación 2015 con los Modelo 1 y 3.

Sin duda un punto importante que se plantea a la luz de los resultados obtenidos es que en el contexto de no estacionaridad el término de periodo de retorno pierde sentido con la definición usualmente empleada, ya que como se observa en la Figura 8-16 la probabilidad anual de excedencia cambia año a año. Esto nos lleva además de tener que redefinir el concepto de periodo de retorno, nos lleva a plantearnos también la redefinición del concepto de riesgo hidrológico. Al respecto, como ya ha sido mencionado por investigadores (Sivapalan y Samuel, 2009; Salas y Obeysekera, 2013), deben abordarse nuevas definiciones sobre el riesgo de fallo de una infraestructura hidráulica.

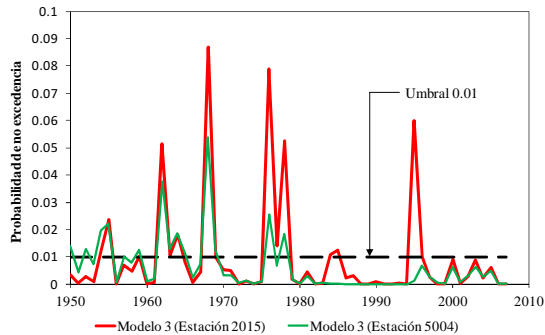


Figura 8-16. Probabilidad anual de no excedencia para el cuantil de 100 años estacionario, estimando su probabilidad de no excedencia con el Modelo 3 para las estaciones 2015 (régimen poco alterado) y 5004 (régimen muy alterado).

8.5.3 Los modelos no estacionarios como herramientas predictivas

En este apartado se aborda la diferente capacidad predictiva de los modelos no estacionarios incorporando covariables externas, respecto a los modelos no estacionarios incorporando tendencias temporales. Como se expuso en el capítulo sobre la revisión bibliográfica, la mayoría de los modelos no estacionarios propuestos se han basado en la incorporación de tendencias temporales. No obstante, estos modelos presentan ciertos problemas vinculados con el hecho de que las tendencias que se puedan detectar en las series de tiempo pueden cambiar en el corto o largo plazo hacia el futuro.

Estos problemas se destacan en la Figura 8-17, en cuyos gráficos se aprecia que el modelo con incorporación de tendencias temporales en los parámetros de la distribución (Modelo 1) captura la variabilidad global, mientras que la variabilidad interanual no es explicada adecuadamente. Se puede apreciar que las tendencias para las series de crecidas de estudio son persistentes, no detectando la presencia de cambios posteriores. Estos resultados apuntan en el sentido que el asumir este tipo de modelos en predicción, nos podría llevar por un camino erróneo. Para observar este efecto se presentan 4 casos de estudio: estación 2015 (régimen alterado – región Central), estación 3005 (régimen natural – región Central), estación 5004 (régimen alterado – región Central) y estación 8032 (régimen alterado – región Mediterránea), en las cuales se lleva a cabo el ajuste de los modelos para el periodo 1950-1990. Una vez ajustados para una parte de la información, se utiliza el modelo como herramienta predictiva para el periodo 1991-2007. En el panel izquierdo de la Figura 8-17, se resaltan las dificultades para hacer predicciones más allá del rango de valores usados en el proceso de ajuste con el Modelo 1. En particular de la inspección visual de los gráficos se denota que los cambios que se

presentan durante el periodo de validación no son capturados por el Modelo 1, proporcionando subestimaciones de las crecidas con la tendencia de las series. Un mejor resultado es el observado con el Modelo 3 (panel derecho Figura 8-17), el cual captura más adecuadamente los cambios que experimenta la frecuencia de crecidas en las dos estaciones de aforo durante el período de validación.

Es incuestionable la ayuda de la incorporación de los índices climáticos y embalses para proporcionar a los modelos la capacidad de capturar los cambios en la magnitud y frecuencia de las crecidas. Es importante tomar en cuenta que los índices utilizados para caracterizar el impacto de la variabilidad climática y los embalses, tienen limitaciones en la representación de procesos físicos adicionales que afectan la frecuencia de crecidas, por lo que a pesar de su potencial utilidad, los valores obtenidos en predicción deben tomarse con mucha precaución.

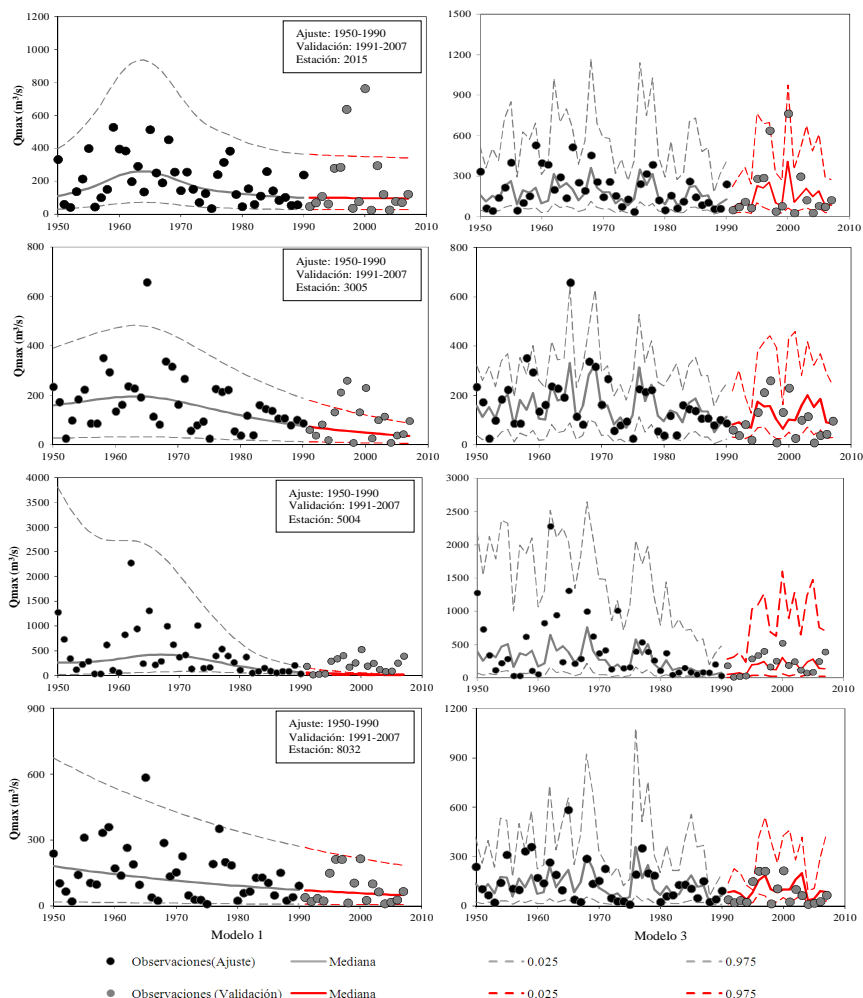


Figura 8-17. Modelación de las series de crecidas en las estaciones 2015, 3005, 5004 y 8032 con los modelos 1 y 3, se utiliza solo parte de la información para el ajuste del modelo (círculos negros). Los modelos son utilizados posteriormente como herramientas predictivas (líneas rojas), donde las observaciones no utilizadas en el ajuste se muestran con círculos grises.

8.6 Modelación no estacionaria de los eventos de crecidas sobre un umbral

La modelación de la frecuencia y magnitud de las crecidas ha sido abordada hasta este punto considerando las series de crecidas máximas anuales como la variable de respuesta (Y). En este apartado se intenta modelar la frecuencia y magnitud de crecidas optando por la aproximación de la selección de eventos sobre un umbral establecido. La metodología consiste básicamente en establecer un umbral y considerar en el análisis todos los valores que exceden dicho umbral, es importante apuntar que el considerar todos los valores depende de otros criterios establecidos. Las ventajas de esta metodología respecto de la selección de los eventos de crecidas máximas anuales yace en que no se limita el estudio a un evento de crecida por año, considerando el hecho de que la crecida máxima en un año dado pueda ser menor que otros eventos en otro año.

En la selección de los valores de eventos por encima de un umbral el punto crítico se ubica en la selección del umbral, el cual puede envolver un alto grado de subjetividad. Existen en la literatura diferentes aproximaciones, sin embargo, no existe un criterio establecido y se han basado más en la experiencia de los investigadores, una importante revisión de diferentes metodologías propuestas se puede encontrar en el trabajo de Lang et al. (1999). En este apartado el criterio seguido para la selección del umbral consiste en: i) establecer el umbral (U) en un valor de 4 veces la media de las series temporal (como se muestra en la Figura 8-18); ii) una vez establecido el umbral la selección de los eventos (N), se continúa considerando que debe existir al menos una separación de 10 días entre los eventos y que se presente una disminución de dos tercios del valor de crecida máximo en el año y iii) se establece la condición de que no más de 9 eventos por año pueden ser seleccionados.

Después de establecer el número de los eventos de crecidas para cada estación de aforo de estudio, se verifica su estructura de autocorrelación, verificando la independencia de los eventos. Los coeficientes de la función de autocorrelación para rezagos de 1 y 2 tiempos no se presentan significativos, por lo que se puede establecer como válido la aplicación de los umbrales establecidos. Es importante mencionar que en este apartado se considera la longitud total de las series temporales de caudales medios diarios para las 20 estaciones de aforo estudiadas en este capítulo.

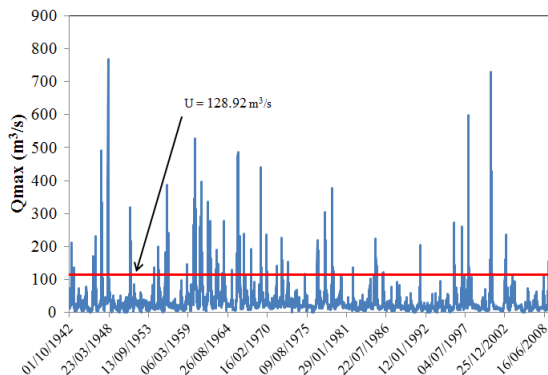


Figura 8-18. Ejemplo del umbral establecido para la serie diaria de valores en la estación 2015.

8.6.1 Análisis preliminar

La Figura 8-19 muestra el número de eventos de crecidas para cada año hidrológico, donde la variabilidad interanual se describe a través de una media móvil de periodo de 4 años. El análisis visual de los gráficos sugiere al igual que lo observado en las series de crecidas máximas anuales un patrón generalizado de tendencias decrecientes. Se puede observar que la tendencia decreciente comienza entre las décadas de los 50's y 60's. Resulta evidente el menor número de eventos durante el periodo 1970-1990. Un incremento en el número de eventos de crecidas es el que se observa durante el periodo 1995-2005.

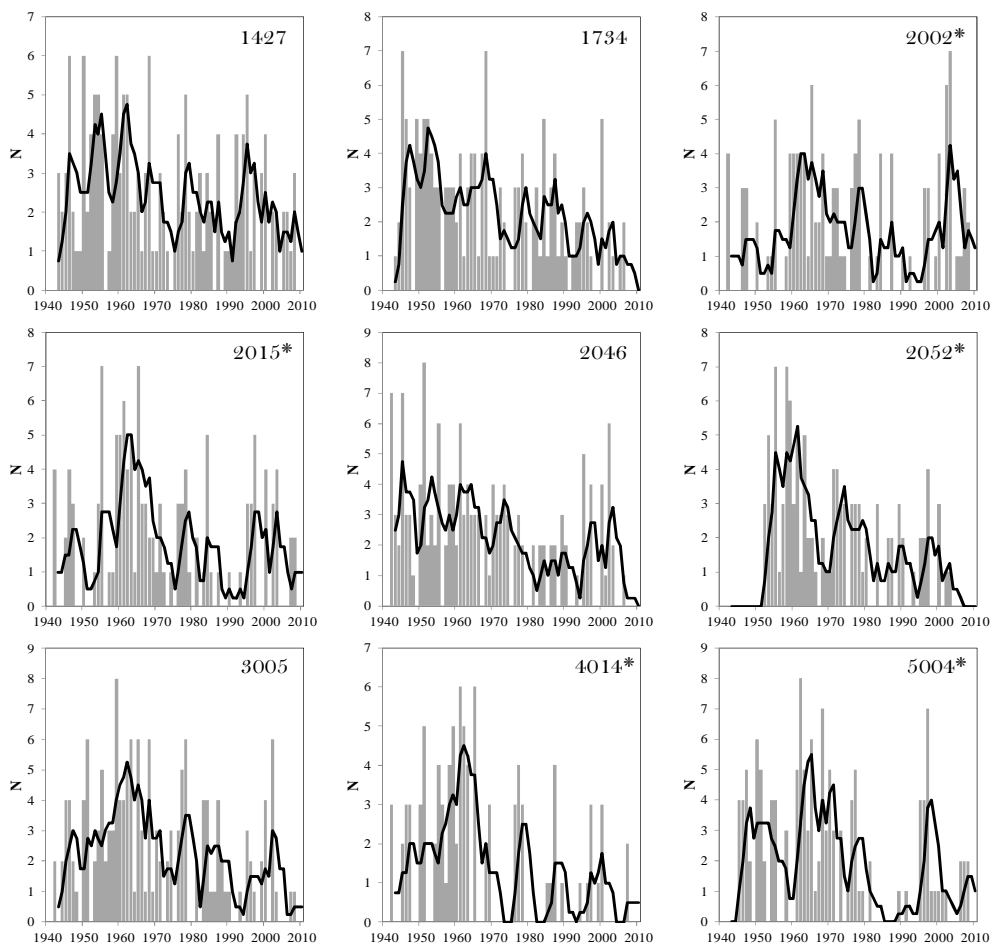


Figura 8-19. Número de eventos de crecidas por año, N (barras), donde la variabilidad interanual es descrita a través de una media móvil de periodo de 4 años (* indica las estaciones con régimen alterado).

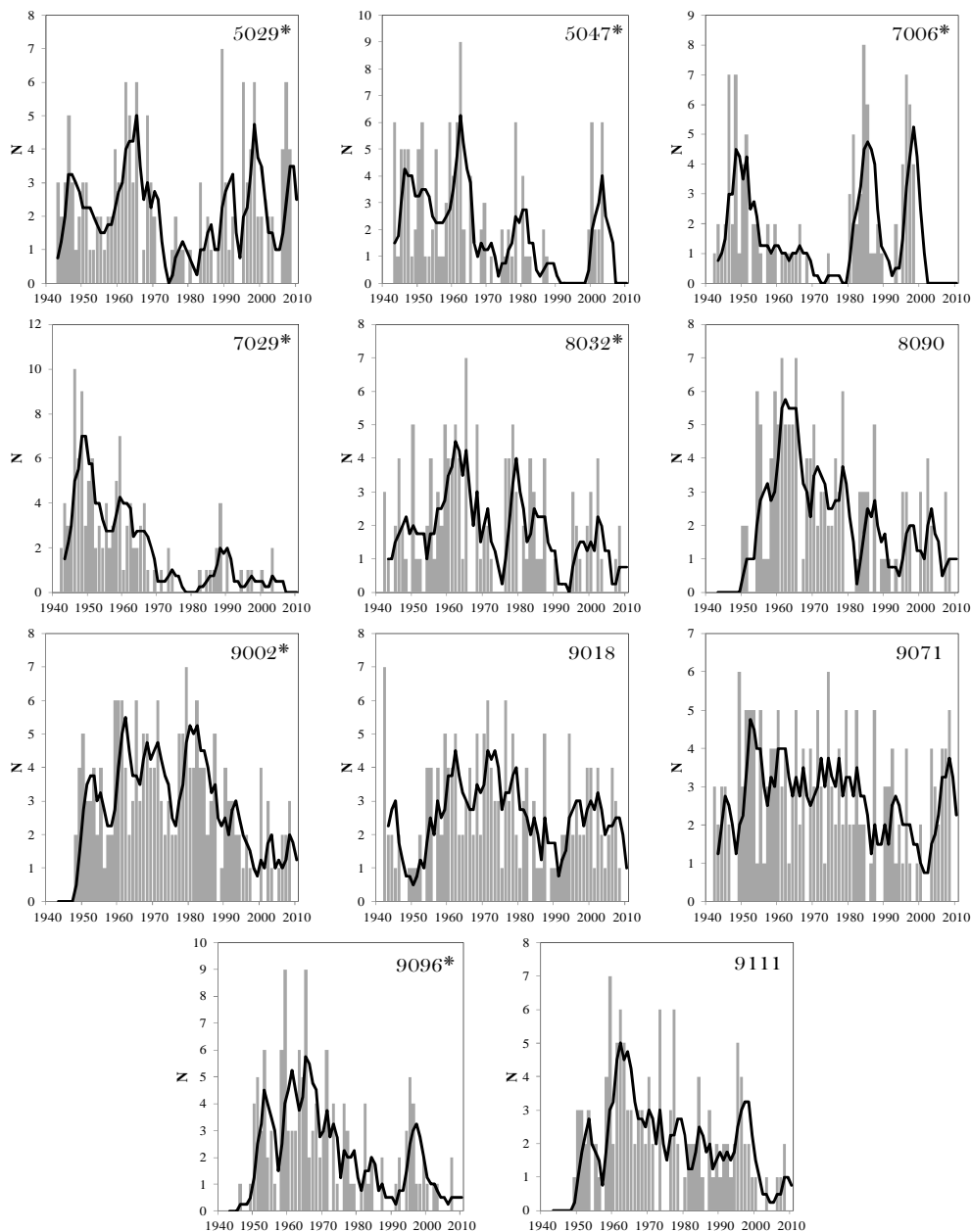


Figura 8-19. continúa.

En la Tabla 8-14 se muestran las correlaciones entre el número de eventos de crecidas al año y los índices invernales de las variables macroclimáticas. Se puede ver que se presentan correlaciones negativas significativas en un importante número de las series de crecidas de estudio con el AOW y el NAOw. Correlaciones positivas significativas solo se observan en 3 sitios con el WeMOW. En la Figura 8-20 se muestran los diagramas de dispersión para la estaciones 1734 (régimen natural – región Norte), 2015 (régimen alterado – región Central), 5004 (régimen alterado – región Central) y 8032 (régimen

alterado – región Mediterráneo). En análisis de los gráficos pone en evidencia que los años con altos valores de eventos de crecidas (N_i) tienden a estar asociados con altos valores negativos de los índices invernales AOw y NAOw, mientras que los años con menores valores de eventos de crecidas tienden asociarse con los valores positivos de los índices. En lo que respecta al índice WeMOw, solo se identifica para la estación 1734 que los años de altos valores de eventos de crecidas se tienden a vincular con los valores más positivos y viceversa. Estos resultados son consistentes a los observados en los análisis de correlación basados en las series de crecidas anuales.

N_i	Estación	AOw	NAOw	WeMOw	N_i	Estación	AOw	NAOw	WeMOw
		1427	-0.474	-0.522		0.192		5047*	-0.439
	1734	-0.523	-0.417	0.244		7006*	-0.085	-0.089	-0.106
	2002*	-0.440	-0.425	-0.046		7029*	-0.139	-0.013	0.132
	2015*	-0.479	-0.526	0.019		8032*	-0.592	-0.536	0.136
	2046	-0.295	-0.326	-0.018		8090	-0.471	-0.516	0.039
	2052*	-0.201	-0.291	-0.086		9002*	-0.275	-0.236	0.270
	3005	-0.506	-0.441	0.115		9018	-0.295	-0.241	0.077
	4014*	-0.418	-0.295	0.198		9071	-0.048	-0.034	0.104
	5004*	-0.422	-0.506	-0.085		9096*	-0.306	-0.331	0.032
	5029*	-0.236	-0.251	-0.135		9111	-0.258	-0.378	-0.086

Tabla 8-14. Correlaciones estadísticas entre los eventos de crecida por año N_i y los índices invernales de las variables macroclimáticas, donde en negritas se presentan las correlaciones significativas al 95% (* indica las estaciones con régimen alterado).

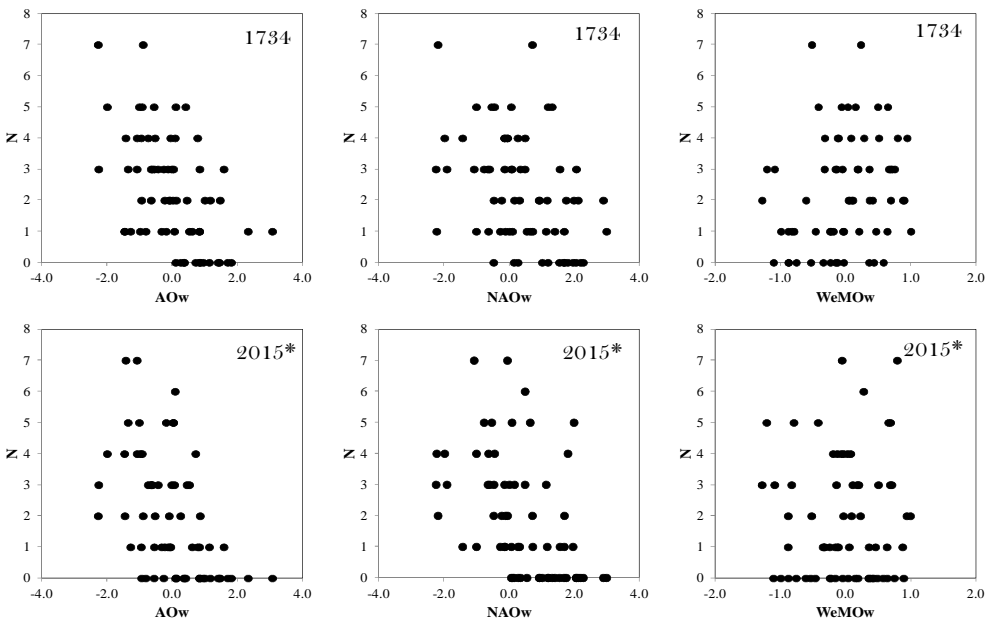


Figura 8-20. Diagramas de dispersión entre el número de eventos de crecidas y los índices invernales de las variables macroclimáticas (* indica las estaciones con régimen alterado).

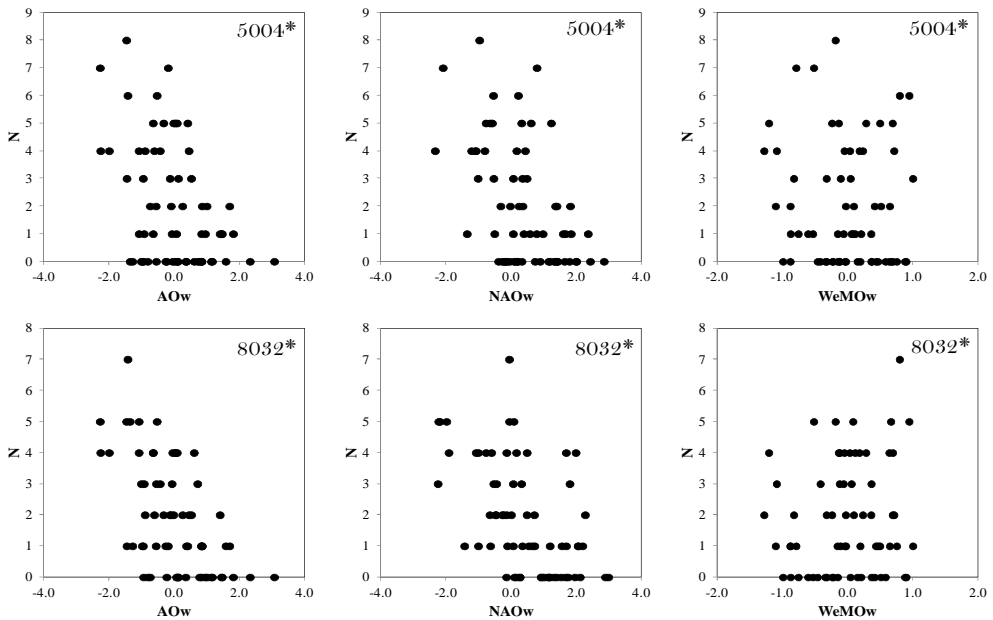


Figura 8-20. continúa.

8.6.2 Implementación de un modelo de regresión de Poisson en GAMLSS

Cuando se trabaja con series de tiempo que proceden de un análisis de selección de eventos sobre un umbral, un modelo de regresión de Poisson es una herramienta adecuada que nos posibilita el poder abordar la modelación. En este apartado se examinan dos puntos: la no estacionaridad en la tasa de ocurrencia (Ω) de las crecidas y la dependencia de la tasa de frecuencia respecto de las variables macroclimáticas. La dependencia solo es examinada respecto de los índices AOW, NAOw y WeMOw. No son considerados el MOW y el índice Niño 3.4. El primero dado que solo se cuenta con un registro a partir de 1950 y en algunos casos se analizan registros de crecidas a partir de 1942, mientras que el Niño 3.4 no se incorpora dado la no clara influencia observada en las crecidas en los capítulos previos.

La función de densidad viene dada por:

$$f_y(y|\mu) = \frac{e^{-\mu}\mu^y}{y!} \tag{8-9}$$

donde y es el número de ocurrencias del fenómeno o evento y μ es un número positivo que representa el número de veces que se espera que ocurra el evento durante un intervalo dado. La distribución de Poisson tiene la propiedad de que el valor esperado y la varianza son iguales ($E(Y) = Var(Y)$), por lo que el coeficiente de dispersión es igual a 1.

Si definimos el número de eventos de crecidas para cada año hidrológico como N_i en la ec. (8-9), esta puede ser modelada con una distribución condicional de Poisson que nos proporcionara la probabilidad de que el evento suceda N veces tenemos:

$$P(N_i|\Omega_i) = \frac{e^{-\Omega_i}\Omega_i^N}{N!} \quad (N = 0,1,2, \dots) \tag{8-10}$$

donde la tasa de ocurrencia de crecidas Ω_i es una variable aleatoria no negativa ($\Omega_i > 0$). Dado que nuestra variable de repuesta es una variable de naturaleza discreta, la presencia de no estacionaridad en la tasa de ocurrencia de crecidas (Ω_i) es evaluada modelando Ω_i como función lineal del tiempo por medio de una función de enlace logarítmica.

$$g(\Omega_i) = \beta_0 + \beta_1 t_i \tag{8-11}$$

Para examinar cuando Ω_i presenta una dependencia significativa del tiempo, los resultados con el modelo son comparados con el modelo estacionario ($\Omega_i = \text{constante}$) empleando el criterio de información de Akaike y el criterio de información Bayesiana.

Como un primer paso se examina la dependencia de la frecuencia de crecidas de los eventos sobre un umbral respecto de las variables macroclimáticas. Para ello, se modela la frecuencia de la ocurrencia de crecidas como función lineal o no lineal (por medio de los splines cúbicos) de los índices de las variables macroclimáticas, así como del índice de embalse en aquellos sitios en régimen alterado. Nosotros examinamos la frecuencia de ocurrencia de crecidas (Ω_i) con la formulación del modelo aditivo generalizado, el cual tiene la forma:

$$g(\Omega_i) = \beta_0 + \beta_1 h_1(x_{1i}) \tag{8-12}$$

donde x_{1i} es un vector de covariables explicativas para el año i . Este puede incluir el AOW, NAOw, WeMOw y/o el IE. Se tiene como casos especiales cuando $h_1(\cdot)$ es una función lineal y cuando $\beta_1 = 0$.

Al analizar la media y varianza de las series de tiempo (Figura 8-21) se observa que la varianza en 17 de las estaciones de aforo de estudio presenta sobredispersión, es decir, la varianza es mayor que la media ($\text{Var}(Y) > E(Y)$). Con el objetivo de examinar más en detalle este comportamiento y siguiendo la distribución de Poisson, nos proponemos en estos casos modelar la variable aleatoria N_i siguiendo una distribución negativa binomial tipo I (Stasinopoulos et al. 2009):

$$P(N_i|\Omega_i, \nu_i) = \frac{\Gamma(N_i + \frac{1}{\nu_i})}{\Gamma(N_i + 1)\Gamma(\frac{1}{\nu_i})} \left(\frac{\Omega_i \nu_i}{\Omega_i \nu_i + 1}\right)^{N_i + 1/\nu_i} \tag{8-13}$$

donde $\Gamma(\cdot)$ es la función Gamma, Ω_i es la media de la distribución, $\Omega_i + \nu_i \Omega_i^2$ es la varianza y $\nu_i > 0$ el parámetro de dispersión. Como se puede observar esta distribución contempla un parámetro más respecto a la distribución de Poisson, lo cual permite abordar la sobredispersión en los datos. Con esta distribución se modelaron la dependencia de la tasa ocurrencia y el parámetro de dispersión respecto de los índices de las variables macroclimáticas y, en su caso, el índice de embalse.

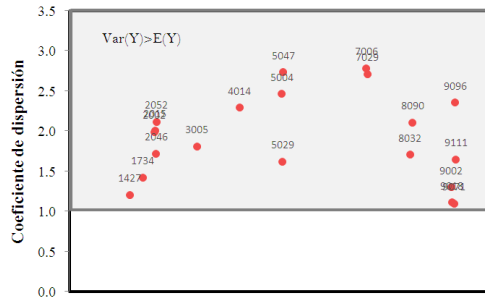


Figura 8-21. Coficiente de dispersión en las series de crecidas sobre un umbral, donde este se evalúa en el número de eventos de crecida por año.

8.6.2.1 Estacionaridad en la tasa de ocurrencia de crecidas

Los test de estacionaridad aplicados en el capítulo 5 solo son aplicables a distribuciones continuas. Dado el origen discreto de las series temporales en este apartado, la estacionaridad es evaluada examinando la dependencia lineal en el tiempo de la tasa de ocurrencia de crecidas. La Figura 9-22 resume el análisis de estacionaridad, donde se aprecia que 13 de las estaciones de aforo (8 en régimen alterado y 5 en régimen natural) de estudio exhiben dependencia en el tiempo, es decir representan un modelo de Poisson no homogéneo, mientras que solo en 7 se presenta independencia (3 en régimen alterado y 4 en régimen natural).

Al igual que en los resultados observados en las series de crecidas máximas anuales, se observa la presencia de no estacionaridad en la tasa de frecuencia de crecidas. Las estaciones de aforo en las que se aprecia no estacionaridad se presentan coherentes con aquellas que exhibieron cambios bruscos y tendencias en el análisis de estacionaridad del capítulo 4. Si analizamos los modelos lineales obtenido que se muestran en la Tabla 8-15 para la modelación de la tasa de frecuencia de crecidas en aquellas estaciones que presentan dependencia en el tiempo, se aprecia que el signo del parámetro de la pendiente se presenta negativo. Este resultado pone en evidencia que la tasa de frecuencia en estas estaciones exhibe un decremento en los sitios de estudio. Como ejemplo de Ω_i se muestra el resultado en la estación 5004 (Figura 8-23), donde se puede apreciar el decaimiento en la estimación de la mediana, así como para el cuantil del 97.5%.

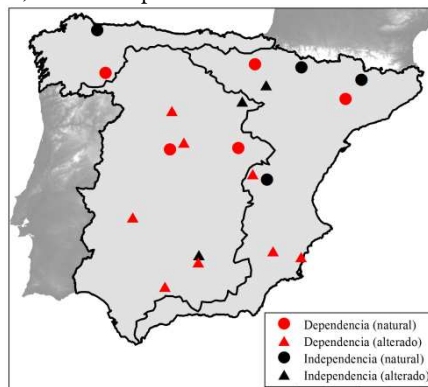


Figura 8-22. Resultados de la modelación de la tasa de frecuencia de crecidas dependiendo linealmente del tiempo con la distribución de Poisson.

Estación	Tasa de frecuencia	Estación	Tasa de frecuencia
1734	$\Omega_i = \exp(31.86 - 0.015 \cdot t)$	5047*	$\Omega_i = \exp(50.96 - 0.026 \cdot t)$
2015*	$\Omega_i = \exp(18.79 - 0.010 \cdot t)$	7006*	$\Omega_i = \exp(18.06 - 0.009 \cdot t)$
2046	$\Omega_i = \exp(37.84 - 0.019 \cdot t)$	7029*	$\Omega_i = \exp(95.51 - 0.048 \cdot t)$
2052*	$\Omega_i = \exp(21.63 - 0.014 \cdot t)$	8032*	$\Omega_i = \exp(24.55 - 0.012 \cdot t)$
3005	$\Omega_i = \exp(29.04 - 0.014 \cdot t)$	9071	$\Omega_i = \exp(15.74 - 0.007 \cdot t)$
4014*	$\Omega_i = \exp(46.57 - 0.023 \cdot t)$	9096*	$\Omega_i = \exp(25.35 - 0.012 \cdot t)$
5004*	$\Omega_i = \exp(31.55 - 0.016 \cdot t)$		

Tabla 8-15. Modelos lineales para la modelación de la tasa de frecuencia en el tiempo (* indica las estaciones con régimen alterado).

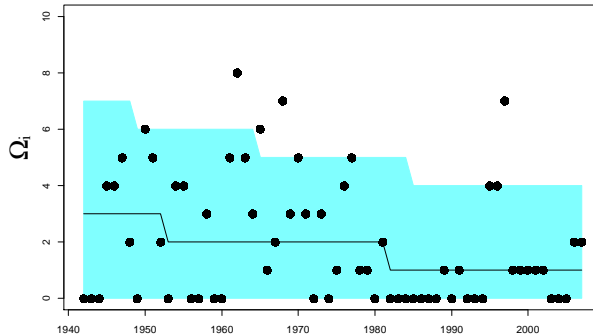


Figura 8-23. Modelación de la tasa de frecuencia de crecidas dependiendo linealmente del tiempo con la distribución de Poisson en la estación 5004. Donde la línea negra continua muestra la estimación de la mediana (percentil del 50%), mientras que la banda verde representa los límites para los percentiles del 2.5% y 97.5%.

8.6.3 Impacto de la variabilidad climática y los embalses en la frecuencia anual de las crecidas

En el apartado 8.4 de este capítulo se examinó la relación entre forzamientos externos (las variables macroclimáticas e índice de embalse) y las series de crecidas máximas anuales y se observó que la variabilidad interanual de las series puede ser descrita por distribuciones paramétricas con parámetros que son función lineal o no lineal de los forzamientos externos incluidos en el estudio. Usando los registros de las series de crecidas sobre un umbral, en este apartado la relación entre los forzamientos externos y la frecuencia de ocurrencia de las crecidas es ahora investigada.

Los registros de crecidas sobre un umbral son modelados en 3 estaciones con la distribución de Poisson, donde la tasa de ocurrencia Ω_i puede ser función lineal o no lineal de las variables macroclimáticas y/o los índices de embalse. Una de las propiedades de la distribución de Poisson es que la media y la varianza son iguales, con un coeficiente de dispersión igual a 1. Ya que se observa la presencia de sobredispersión en 17 sitios, la modelación es llevada a cabo con la distribución Binomial Negativa Tipo I la cual permite modelar el coeficiente de dispersión.

La Figura 8-24 muestra los resultados con el NAOw. En 17 de las 20 estaciones el NAOw resulta una covariable significativa, donde en 16 casos la dependencia de la Ω_i respecto de el NAOw es lineal, mientras que solo en 1 caso la relación es con las funciones de suavizado splines cúbicos. Una menor significancia como covariable del NAOw se aprecia en el coeficiente de dispersión, donde en 6 series temporales se presenta

una dependencia lineal, mientras que solo en 4 la dependencia es a través de las formulaciones de suavizado. EL AOW resulta una covariable significativa en 15 series en la modelación de la tasa de frecuencia Ω_i , mientras que solo en 11 series en la modelación del coeficiente de dispersión (Figura 8-25). Del análisis del tipo de dependencia que se presentan en la modelación, se tiene que en la mayoría de los casos esta se presenta lineal, 13 casos en la tasa de frecuencia y 6 en el coeficiente de dispersión. Por otro lado, en cuanto a dependencia no lineal a través de los splines cúbicos, esta se observa en 2 casos en la tasa de frecuencia y 5 casos en el coeficiente de dispersión. El análisis con el AOW y el NAOw demuestran la significancia de estos como covariables explicativas de la frecuencia de las crecidas sobre un umbral, siendo que en la región Central la dependencia tiende a ser lineal (Figura 8-24 y Figura 8-25).

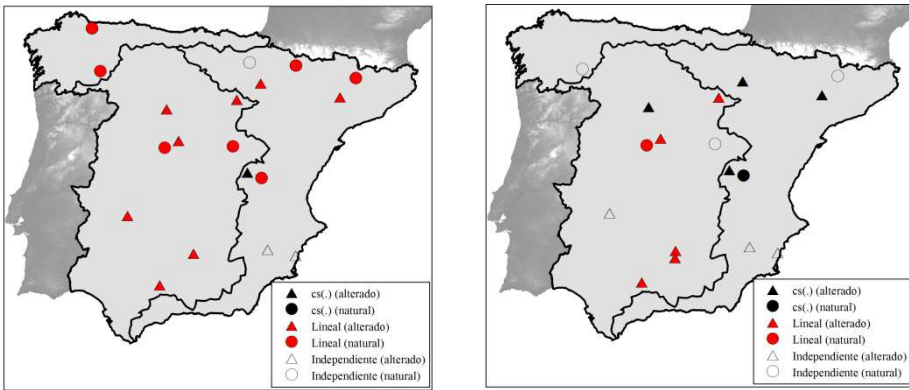


Figura 8-24. Mapas del tipo de dependencia con las distribuciones Binomial Negativa y Poisson entre la tasa de frecuencia (panel derecho) y el coeficiente de dispersión (panel izquierdo) con el NAOw.

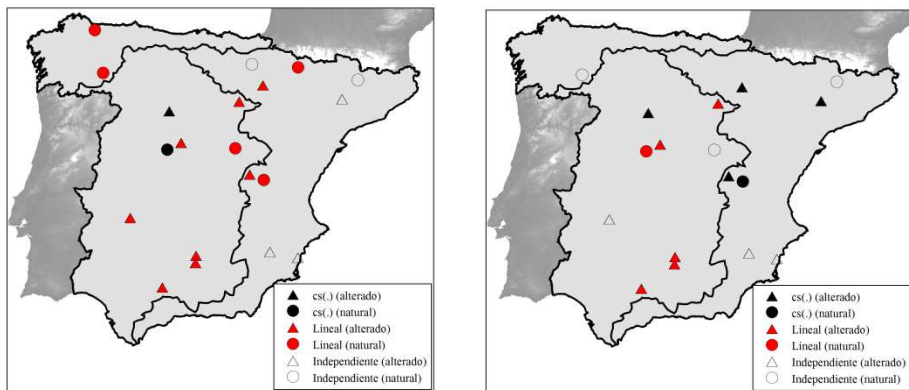


Figura 8-25. Mapas del tipo de dependencia con las distribuciones Binomial Negativa y Poisson entre la tasa de frecuencia (panel derecho) y el coeficiente de dispersión (panel izquierdo) con el AOW.

La Figura 8-26 muestra el análisis con el WeMOW, donde se pueden observar los mapas con la distribución de la significancia del WeMOW como covariable explicativa en los parámetros de las distribuciones Binomial Negativa Tipo I y Poisson. El WeMOW es significativa en la modelación de la tasa de frecuencia de crecidas en solo 6 estaciones de aforo, siendo la dependencia de tipo lineal, mientras que en el coeficiente de dispersión es una covariable significativa en 3 estaciones, donde dos casos se presentan dependencia lineal y 1 caso dependencia no lineal. El análisis con el WeMOW pone en evidencia la

menor significancia como covariables predictiva de este índice, siendo de destacar su principal influencia en cuencas de la región Norte y cuencas de la parte alta de la confederación del Ebro en la región Mediterránea.

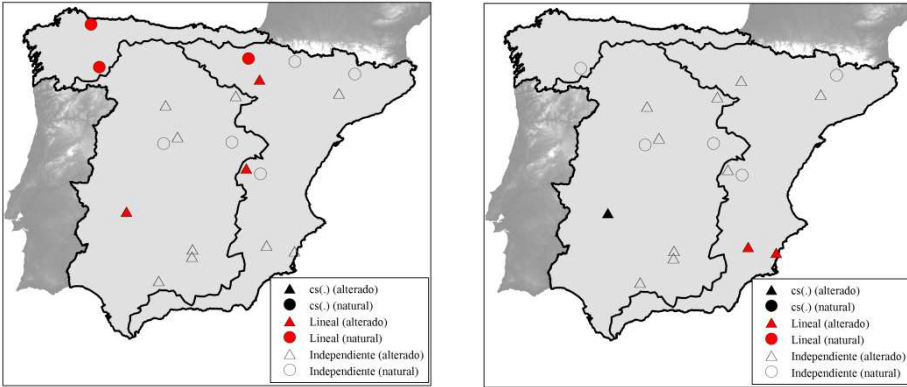


Figura 8-26. Mapas del tipo de dependencia con las distribuciones Binomial Negativa y Poisson entre la tasa de frecuencia (panel derecho) y el coeficiente de dispersión (panel izquierdo) con el WeMOw.

Por último, con respecto al análisis de las estaciones de aforo bajo régimen alterado y la significancia del *IE* como covariable significativa, los resultados obtenidos muestran que en 7 de las 12 estaciones analizadas el *IE* resulta una covariable significativa en la modelación de la tasa de frecuencia, mientras que en el coeficiente de dispersión solo en 2 estaciones (Figura 8-27). Aquellas estaciones de aforo en las que se aprecia un impacto del *IE* en la tasa de frecuencia de las crecidas resultan coherentes con los observados en la modelación de las crecidas máximas anuales, dado que se sugiere dependencia significativa en las 6 estaciones de aforo (estaciones 2002, 4014, 5004, 5047, 7006 y 7029) en las que se identificó dependencia de este indicador en el anterior análisis. No obstante, en este análisis se identifica dependencia en la estación de aforo 9002, la cual presentó independencia considerando los eventos máximos anuales. En lo que respecta al tipo de dependencia, no se aprecia un patrón particular de dependencia, ya que se puede ver que se presentan tanto casos de dependencia lineal como de dependencia no lineal.

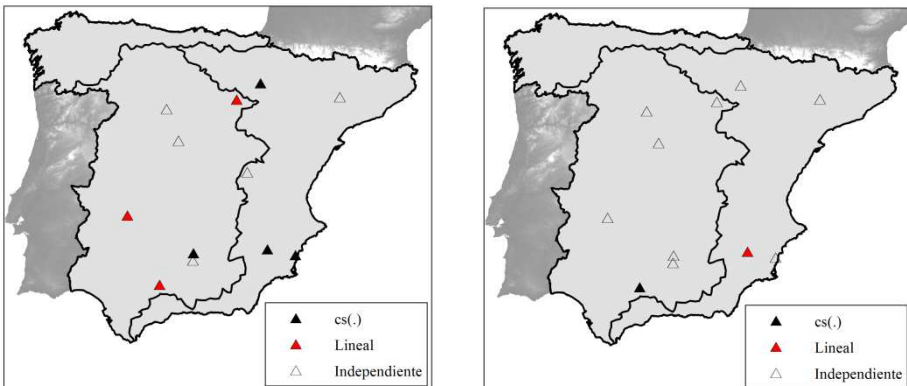


Figura 8-27 Mapas del tipo de dependencia con las distribuciones Binomial Negativa y Poisson entre la tasa de frecuencia (panel derecho) y el coeficiente de dispersión (panel izquierdo) con el IE.

8.7 Discusión de resultados

La modelación de los regímenes de crecidas asumiendo los eventos máximos anuales se llevo a cabo proponiendo 5 alternativas de modelos, el clásico modelo estacionario y 4 modelos no estacionarios, en los últimos de los cuales se incorporaron covariables explicativas en la modelación. La modelación de las crecidas máximas anuales incorporando el tiempo como única covariable explicativa de los parámetros de las distribuciones paramétricas (Modelo 1), mostró las violaciones a la hipótesis de estacionaridad en la evolución temporal de los regímenes de crecidas para el periodo 1950–2007. Estos resultados fueron evidentes dada la alta dependencia que presentaron los parámetros de las distribuciones paramétricas respecto del tiempo. El análisis de los gráficos de los resultados obtenidos con el Modelo 1, nos sugirieron que los cambios observados en el régimen de crecidas de los eventos máximos anuales podrían vincularse a los efectos de la variabilidad climática y la alta regulación de algunas de las estaciones de aforo debido a la intensificación en la construcción de embalses. En general a la luz de los resultados observados en este primer modelo no estacionario, resultó patente un patrón decreciente en la magnitud de las crecidas, siendo particularmente más evidente este comportamiento en aquellas estaciones que experimentan una mayor regulación.

La implementación de los modelos no estacionarios incorporando los efectos de la variabilidad climática y los embalses, exhibió el potencial de los índices utilizados como covariables explicativas de los parámetros de las distribuciones. Por otro lado, se observó en los modelos con covariables externas que estos tienden a ser más eficaces en describir adecuadamente las no estacionaridades en el régimen de crecidas en las cuencas de estudio de la España peninsular. En particular son de destacar los resultados observados con los modelos 2 y 3, los cuales muestran el potencial de incorporar los índices invernales de las variables macroclimáticas directamente o a través de las componentes principales que nos proporcionan modelos menos complejos. La implementación del análisis de varianza con FOEs previo a la incorporación de los índices de las variables macroclimáticas, nos permitió identificar su multicolinealidad, con lo que pudieron obtenerse modelos más parsimoniosos (Modelo 3). Estos resultados también tienen efecto en la dependencia de los parámetros respecto de las CPs, ya que en análisis previos empleando directamente los índices invernales en los modelos las dependencias se presentaban no lineales, mientras que asumiendo las CPs esta se pudo llevar a una dependencia lineal en algunos casos. En lo que respecta al Modelo 4, mediante el cual se exploró la posibilidad de caracterizar adecuadamente los cambios en el régimen de crecidas asumiendo los índices de las variables macroclimáticas con un mes de rezago, los resultados en general nos mostraron una adecuada descripción de la variabilidad interanual, aunque más pobre respecto a la observada con los modelos 2 y 3.

En general, la modelación de los regímenes de crecidas con la incorporación de covariables externas (adicionales al tiempo), mostró la alta dependencia de los parámetros de las distribuciones respecto de la variabilidad climática. En particular, es de destacar la dependencia observada respecto de la AO, la MO y la NAO. Se observó también que tanto los índices invernales como las CPs resultan covariables explicativas significativas en la modelación de la frecuencia y magnitud de los eventos de crecidas máximos anuales en los sitios de estudio. Dentro de las conclusiones en la modelación de los regímenes de crecidas asumiendo los eventos máximos anuales, también se establece que la frecuencia y magnitud de las mismas presentan cambios producto de los cambios en las cuencas, como se pudo observar en aquellos casos en los que el *IE* resultó una covariable significativa.

Como era de esperar es evidente que en aquellas estaciones de aforo que presentan un alto grado de regulación por embales, el impacto de los embalses afecta de manera importante el comportamiento de los cuantiles.

Un punto importante a destacar es que se observó que aquellos modelos en los cuales se involucran las formulaciones no paramétricas splines cúbicos tienden a reproducir mejor la dispersión de las crecidas, al presentar una mayor flexibilidad. Sin embargo, estos tipos de modelos que proporcionan un buen ajuste y flexibilidad, son altamente sensibles a los cambios en la evolución de las variables predictivas, por lo que deben ser empleados con precaución, ya que también se observó que al realizar la optimización de los grado de libertad el modelo tiende a sobreparametrizarse.

La aplicación de los modelos bajo condiciones no estacionarias en la estimación de los eventos de crecidas máximas anuales para una probabilidad de excedencia de 0.01 (correspondiente al periodo de retorno de 100 años bajo condiciones estacionarias), y su comparación respecto del escenario asumiendo el modelo estacionario, exhibieron que se presentan variaciones muy importantes, observándose amplios periodos en los que los valores del cuantil estimado con los modelos no estacionarios son superiores a los estimados bajo condiciones no estacionarias, y viceversa. Estos resultados en la práctica hidrológica tienen efectos de gran calado, ya que ponen en evidencia que las simplificaciones que hemos estado asumiendo en la modelación estadística de las crecidas nos pueden llevar a asumir un riesgo mayor o menor del establecido en el diseño de obras hidráulicas, dependiendo de las variaciones del clima. Lo cual sin duda no lleva a plantear la necesidad de emplear más arduamente modelos alternativos al análisis de frecuencias clásico, que nos permitan asumir la dinámica de la naturaleza. Como ya han mencionado diversos investigadores (Olsen et al., 1998; Sivapalan y Samuel, 2009; Salas y Obeysekera, 2013), el empleo de la modelación no estacionaria como alternativa, supondrá una redefinición de los conceptos de periodo de retorno y riesgo, que en modelación estacionaria tienen sentido, pero que en modelación no estacionaria, donde la probabilidad cambia año a año, pierden sentido.

La aplicación de los modelos no estacionarios en el análisis de la frecuencia de las crecidas, mostró que los modelos incorporando el clima y el efecto de los embalses de forma simple como covariables explicativas, nos proporcionan modelos que describen de una forma más adecuada las no estacionariedades respecto de los que incorporan solamente el tiempo como covariable explicativa. Lo cual es especialmente cierto en los problemas de predicción, ya que se observa que las tendencias cambian y estos cambios en periodos posteriores al periodo de ajuste del modelo son ignorados en modelos no estacionarios que incorporan solo tendencias temporales, mientras que en los modelos con los forzamientos externos los cambios en las tendencias pueden ser capturados.

El análisis de la dependencia lineal de la tasa de ocurrencia de los eventos de crecidas para cada año hidrológico en función del tiempo por medio de la implementación de un modelo de Poisson, exhibió que 13 de los 20 casos de estudio presentaban dependencia. Estos resultados reforzaron lo observado en el análisis de las series de crecidas máximas anuales con el Modelo 1. En el caso de los modelos lineales, se observó que el signo del coeficiente de la pendiente es negativo, el cual se identificó en 9 de las 12 estaciones en régimen alterado y en 4 de las 8 estaciones en régimen natural. Este decremento en la frecuencia de los eventos de crecidas al año fue coherente con los resultados del análisis

de estacionaridad de las series de crecidas máximas anuales, así como en la modelación con la incorporación de tendencias temporales (Modelo 1).

Para modelar la dependencia de la tasa de ocurrencia respecto de los índices de las variables macroclimáticas y el índice de embalse, fue necesario el implementar un modelo con la distribución paramétrica Binomial Tipo I. Esto se presentó como resultado de la violación al supuesto de la distribución de Poisson de que la $\text{Var}(Y)=E(Y)$ (el coeficiente de dispersión es igual a 1). El análisis de las series por encima de un umbral mostró que en 17 sitios se presentaba una alta sobredispersión, es decir, un coeficiente de dispersión mayor que 1.

La modelación de la dependencia de la tasa de ocurrencia y el coeficiente de dispersión respecto de la variabilidad climática y el efecto de los embalses, reveló la significancia de los índices de las variables macroclimáticas como covariables explicativas. Un resultado similar se obtuvo en la modelación del coeficiente de dispersión, aunque se denota una menor dependencia. Resulta particularmente evidente la alta dependencia que se presenta respecto de la AO y la NAO, mientras que la dependencia es menor con la WeMO. En lo que respecta al IE , este resulta una covariable explicativa significativa en 7 de las 12 estaciones de aforo bajo régimen alterado, lo cual se presentó consistente con aquellas estaciones en que se sugería un alto valor de IE , con lo cual se refleja su alto grado de alteración y la viabilidad de uso de este índice.

Aunque resultó evidente el potencial de los índices de las variables macroclimáticas como covariables explicativas de la variabilidad en la ocurrencia de eventos de crecidas en un importante número de los sitios de estudio, es necesario que estas investigaciones vayan de la mano con las mejoras que están llevando los meteorólogos en el pronóstico de los índices, a fin y efecto de consolidarlos como un instrumento útil en la predicción a medio y largo plazo. Además de lo anterior, se debe considerar el hecho de que los índices que describen el comportamiento de los patrones de variabilidad de baja frecuencia son una simplificación de la circulación general de la atmósfera por lo que los valores en predicción deben tomarse con precaución.

En varias de las estaciones de aforo encontramos que las distribuciones gamma y lognormal podrían ser utilizadas para modelar los eventos de crecidas anuales. No obstante, son necesarios más estudios para investigar la cuestión relacionada con la presencia o ausencia de colas pesadas en los eventos de crecidas. Esto ante la importancia que tiene la presencia de colas pesadas en relación con el diseño de las estructuras hidráulicas.

CAPÍTULO 9

CONCLUSIONES Y FUTURAS LÍNEAS DE INVESTIGACIÓN

9.1 Conclusiones

El trabajo desarrollado a lo largo de esta tesis doctoral estuvo orientado a poder establecer la modelación de los regímenes de las crecidas en ríos de la España peninsular bajo condiciones de no estacionaridad. Para ello, se establecieron una serie de etapas en el proceso de investigación. Producto de los resultados observados, las principales conclusiones que se establecen son las siguientes:

Acerca de la revisión bibliográfica

Un tema de vanguardia en la Hidrología es la necesidad de no seguir asumiendo el supuesto de estacionaridad en el estudio de las componentes del Ciclo Hidrológico. La estacionaridad ha sido una hipótesis común y práctica en la planificación y gestión de recursos hídricos, pero a la luz del avance del conocimiento es apremiante el proponer metodologías alternativas que nos proporcionen indicadores más fiables, que nos permitan el poder adaptar la gestión del agua a un mundo en el que no se asuma estacionaridad en la ocurrencia de los eventos extremos. La gran mayoría de los modelos estadísticos no estacionarios implementados en la modelación de los regímenes de crecidas se han basado en la incorporación de tendencias temporales, pero existe unanimidad en cuanto a la necesidad de estudios más exhaustivos en los que se incorporen los efectos de forzamientos externos en la modelación.

Existen amplias evidencias del impacto de los fenómenos que ocurren en la macroescala en el comportamiento de las variables hidrológicas. Los índices de las variables macroclimáticas sintetizan enormemente la complejidad de la circulación atmosférica, lo cual nos permite el poder incorporar los efectos de esta de forma simple en

el estudio de las crecidas. La NAO ha demostrado ser el la principal fuente de variabilidad en los regímenes de precipitación en Europa, así mismo ha demostrado que una importante extensión de la Península Ibérica se encuentra bajo la influencia de este patrón de variabilidad de baja frecuencia. Para incorporar los efectos de la variabilidad climática a los modelos estadísticos, es necesario contar con un conocimiento más claro de la conexión entre los principales modos de variabilidad climática y los regímenes de crecidas en la región de estudio, por lo que estudios más exhaustivos en los que se aborde la teleconexión entre los regímenes de crecidas y diferentes patrones de variabilidad climática deben afrontarse.

Por otro lado, es necesario adicionar a los efectos de la variabilidad climática natural el impacto que ejercen forzamientos debido a la intensificación de las actividades antropogénicas. En lo que respecta a ríos de la España peninsular uno de los efectos antropogénicos de mayor impacto es la intensiva regulación que experimentan los ríos más importantes. A la vista de los resultados observados y las recomendaciones propuestas por investigadores, no cabe duda que debido a la corta longitud de los registros sistemáticos de caudales, el análisis de los regímenes de crecidas incorporando no estacionaridad debe abordarse en un contexto más regional.

Acerca de los regímenes de crecidas

Un régimen unimodal es el patrón dominante en los regímenes de crecidas en las estaciones de aforo de estudio de las regiones Central y Norte, siendo evidente que este se encuentra fuertemente vinculado a las precipitaciones invernales de origen advectivo. Por otro lado, una marcada heterogeneidad fue la observada en los regímenes de crecidas en las estaciones de aforo de la región Mediterránea, siendo evidente que diversos factores impactan en la génesis de crecidas (p. ej. la inercia de eventos de fusión de nieve, eventos convectivos de mesoescala y una mayor complejidad en la generación de escorrentía). La clasificación de los regímenes de crecidas pone de manifiesto el importante peso que ejercen las precipitaciones invernales en un significativo número de las estaciones de aforo de estudio. Este análisis nos permitió vislumbrar el potencial de los patrones de variabilidad de baja frecuencia (los cuales están asociados a estas precipitaciones) como posibles covariables en la modelación de los regímenes de crecidas.

Acerca de la estacionaridad en los eventos de crecidas

La evaluación de la hipótesis de estacionaridad a través de diversos test estadísticos, nos permitió identificar que las series de crecidas experimentan diversos tipo de no estacionaridad (tendencias, cambios abruptos o una combinación de ambas), en los momentos estadísticos. En particular, se pudo observar que la mayoría de las series de crecidas con ruptura en la media y varianza experimentan un decremento en los estadísticos posterior al punto de ruptura, y solamente en pocos casos se detecta un incremento. Es de destacar que la presencia de tendencias negativas fue el patrón generalizado en las series de crecidas en las diferentes escalas abordadas. Estos resultados son consistentes a las tendencias negativas reportadas en estudios previos de los regímenes de precipitación en la Península Ibérica.

Se encontró también que en la mayoría de las series temporales que presentan cambios o tendencias estadísticamente significativas, muestran un valor del exponente de Hurst que indicaría que la persistencia podría ser un mecanismo de generación de los cambios. Sin embargo, analizando las series se sugiere que los cambios se explican por el efecto de

los embalses. Lo anterior se establece al observarse que los valores altos del exponente de Hurts, se presentan de forma particular en aquellos sitios que experimenta un alto grado de regulación. Estos resultados muestran que cambios y tendencias en aquellas estaciones con un alto valor del exponente de Hurst probablemente se explican por las intervenciones humanas a través de los embalses en lugar de las fluctuaciones aleatorias subyacentes a la persistencia. Sin duda estos resultados reflejan que debido a la corta longitud de las series temporales de crecidas, estas pueden no ser lo suficientemente extensas para poder extraer resultados concluyentes sobre la presencia de persistencia. No obstante, nuestros resultados ponen de relieve la sensibilidad de la estimación del exponente de Hurst a la intervención humana.

La introducción del índice de embalse (*IE*) y la posterior clasificación de las estaciones de aforo en tres tipos de régimen de acuerdo al grado de regulación (natural, poco alterado y muy alterado), nos permitieron poder vincular dichos cambios como reflejo de los forzamientos externos considerados (variabilidad climática natural y el impacto de los embalses). El análisis nos permitió sugerir que los cambios en los patrones de baja frecuencia de la AO y la NAO a una fase más positiva durante las décadas de los 70's y 80's, está fuertemente vinculada a las rupturas y tendencias decrecientes identificadas en las series de crecidas. En este sentido, podemos mencionar también que la presencia de tendencias decrecientes identificadas en los regímenes de precipitación en la parte oeste de la España peninsular destaca el importante papel de la precipitación en el comportamiento de los regímenes de crecidas. Por otro lado, el impacto de los embalses resulta evidente en el comportamiento de los regímenes de crecidas en un importante número de los sitios de estudio. En general podemos mencionar que los resultados obtenidos apuntaron a evidentes desviaciones del supuesto de estacionaridad en la ocurrencia de los eventos de crecidas en la España peninsular. Silva et al. (2012) obtuvieron conclusiones similares en su estudio en ríos de Portugal, el cual es una de las pocas referencias en el estudio de la hipótesis de estacionaridad en la ocurrencia de crecidas en la región.

Por último, es de destacar que el evaluar la hipótesis de estacionaridad desde un enfoque más regional proporciona más solidez a los resultados ya que permite observar la presencia de coherencia en los resultados observados. Esto tiene una gran importancia, ya que debido a la corta longitud de los registros sistemáticos de eventos de crecidas con los que se cuenta en el mundo, el asumir un diagnóstico del comportamiento no estacionario a partir del análisis en pocos sitios, nos podría conducir a un diagnóstico erróneo.

Acerca de la evaluación de la teleconexión entre los regímenes de crecidas y las variables macroclimáticas

Análisis de correlación:

Se encontró una fuerte y consistente teleconexión entre el régimen de crecidas y los patrones de variabilidad climática, siendo particularmente evidente la alta dependencia (correlación negativa) con los índices de la AO, MO y NAO. Con respecto a la extensión espacial en la influencia de la AO, MO y NAO, se identificó que es durante los meses de octubre a febrero en los cuales se presenta la mayor intensidad en la correlación. Es evidente el papel que las barreras orográficas juegan en la debilitación de la influencia de estos patrones en la fachada Mediterránea y la Costa Norte. No obstante, es patente que durante estos meses se presenta una fuerte influencia de los sistemas frontales que

ingresan por el frente Atlántico. Una menor extensión espacial en la influencia fue la observada con el patrón de la WeMO, del cual solo se exhibió su influencia en estaciones de aforo localizadas en la región Norte y en la confederación del Ebro al Norte de la región Mediterránea. La evaluación de la correlación con el indicador del ENSO no demostró una dependencia significativa desde el punto de vista de los resultados obtenidos en el análisis de correlación.

Se observó que la respuesta de los regímenes de crecidas de ríos en la España peninsular a los patrones de baja frecuencia no es homogénea ni en el espacio ni en el tiempo. Esto revela los efectos de los embalses, la inercia de eventos de fusión de nieve y la orografía. El hecho de que las correlaciones obtenidas durante el semestre frío (octubre a marzo) coincidan con uno de los principales períodos en la generación de los caudales máximo anuales en un porcentaje alto de los sitios de estudio, convierten a los índices de las variables macroclimáticas en una covariable potencialmente útil para los modelos estadísticos. Por otro lado, se ha mostrado también que anomalías positivas en el régimen de crecidas se presentan durante las fases extremas negativas de la AO, la MO y la NAO, y viceversa, mientras que anomalías positivas se presentan con las fases extremas positivas de la WeMO y viceversa. El análisis FOEs nos permitió sintetizar el análisis de la influencia de los patrones de baja frecuencia extrayendo las CPs de las series de crecidas y las variables macroclimáticas. Los resultados nos permitieron corroborar desde un enfoque más regional la influencia de los patrones de baja frecuencia en los regímenes de crecidas, así como identificar la alta correlación entre los índices invernales de la AO, la MO y la NAO.

Análisis *wavelet*:

Es evidente el potencial del análisis *wavelet* en el estudio de series temporales que experimentan desviaciones del supuesto de estacionaridad. Lo cual lo coloca como un método importante para el análisis del carácter no estacionario de las series hidrológicas, permitiéndonos identificar los modos dominantes de variabilidad así como la intermitencia de los mismos en el tiempo. Con base en el análisis *wavelet* se pudo poner en evidencia los cambios en la varianza que experimentan tanto las series temporales de crecidas como las series climáticas, lo cual es un claro reflejo de la ausencia de estacionaridad en su evolución temporal. Los modos dominantes de variabilidad en las series temporales de crecidas ocurren en la banda de 2-8 años. Un patrón observado fue la alta actividad de las fluctuaciones en los regímenes de crecidas desde los años 50's hasta finales de los 60's y en la década de los 90's, mientras que una menor actividad en las fluctuaciones fue el observado en los años 70's y 80's. Esta situación fue evidente en series de crecidas bajo régimen natural y con bajo grado de regulación en estaciones de aforo de la región Central, oeste de la región Norte y estaciones ubicadas en la parte alta interior de las confederaciones Júcar y Ebro en la región Mediterránea. La construcción de los espectros continuos de potencia *wavelet* exhibió también el efecto de los embalses en los cambios en las fluctuaciones de los regímenes de crecidas, siendo evidente la ralentización en las fluctuaciones. La aplicación de análisis *wavelet* nos reveló también que los patrones de baja frecuencia de la AO, la MO y la NAO covarían en las mismas frecuencias en el tiempo, confirmado que estos patrones están altamente interrelacionados. La teleconexión en el espacio tiempo-frecuencia entre el régimen de crecidas y los patrones de variabilidad climática de baja frecuencia se pudo observar a través de las herramientas de potencia cruzada *wavelet* y coherencia *wavelet*. La construcción de estos últimos

espectros nos permitió diagnosticar que la variabilidad en los regímenes de crecidas está fuertemente modulada por los cambios en los patrones de baja frecuencia.

Acerca de la modelación de los regímenes de crecidas bajo condiciones de no estacionaridad

Los modelos GAMLSS mostraron la suficiente flexibilidad para abordar la modelación de los regímenes de crecidas en un contexto no estacionario, así como la capacidad de modelar la dependencia de los parámetros de las distribuciones con respecto a las tendencias temporales y las covariables externas (índices de las variables macroclimáticas y el índice de embalse). La implementación de los modelos de tendencia temporal demostró que los parámetros de las distribuciones adoptadas presentan una alta dependencia del tiempo. Es decir, es una prueba más de las evidentes desviaciones del supuesto de estacionaridad en la ocurrencia de los eventos de caudales máximos anuales. En los modelos de tendencia temporal se encontró también que existe una dependencia no lineal en la mayoría de las estaciones estudiadas. En estos modelos al involucrar las formulaciones no paramétricas, son más flexibles y tienden a representar mejor la dispersión de los eventos. Sin embargo, este tipo de modelos tienden a ser muy sensible a cambios en las covariables explicativas. Por otro lado, también se identificó que al emplear una dependencia suavizada a través de los *splines* cúbicos, dependiendo de los criterios seguidos para la selección de los grados de libertad en el modelo, el criterio de Akaike tiende a proporcionar modelos sobreparametrizados, mientras que el criterio Bayesiano tiende a proporcionar modelos más parsimoniosos. La incorporación de covariables externas en los modelos estadísticos, demostró que estos pueden describir adecuadamente la variabilidad interanual de los regímenes de crecidas. Es de destacar particularmente la implementación del análisis FOEs previo a la incorporación de los índices de las variables macroclimáticas, ya que como se pudo observar, este análisis nos permitió el identificar la multicolinealidad entre las covariables explicativas, y así poder obtener modelos más parsimoniosos.

La modelación de la tasas de ocurrencia de los eventos de crecida por encima de un umbral con base en la distribución de Poisson, mostró que estos describen un procesos no homogéneo. Es decir la tasa de ocurrencia es altamente dependiente del tiempo. Con respecto a la modelación de la frecuencia de los eventos de crecida sobre un umbral incorporando las covariables externas, se pudo ver que la tasa de ocurrencia exhibió que en un importante número de las estaciones de aforo de estudio se presenta dependencia respecto de los índices de las variables macroclimáticas, así como del índice de embalse. Una menor dependencia respecto de las covariables externas se observó al modelar el coeficiente de dispersión a través de la distribución binomial tipo I.

El análisis de frecuencia con los modelos bajo condiciones no estacionarias, muestra que para una crecida con una probabilidad anual de excedencia de 0.01 (correspondiente al periodo de retorno de 100 años en condiciones estacionarias) las variaciones obtenidas son muy importantes. Por otro lado, los modelos con covariables externas muestran ser una mejor opción frente a los modelos de tendencias temporales, ya que estas pueden cambiar a corto o largo plazo. Los resultados observados tienen efectos de largo alcance en la práctica hidrológica y son evidencia de que la simplificación fija tradicional que hemos aceptado en el estudio de las crecidas – no considerando el carácter no estacionario de las series hidrológicas – nos puede llevar a asumir mayores riesgos en el diseño hidráulico de lo previsto.

En general, los resultados obtenidos en la modelación de los regímenes de las crecidas bajo condiciones no estacionarias, nos llevan a plantear la necesidad de utilizar modelos alternativos para asumir la dinámica de la naturaleza en lugar del clásico análisis de frecuencias de crecidas. Este cambio de paradigma se justifica ante la falla del análisis de frecuencia tradicional a la hora de poder explicar la variabilidad de los eventos ante la influencia de cambios climáticos y antropogénicos. Sin embargo, es importante no dejar de lado que este cambio de paradigma, nos conduce a un mundo no estacionario donde resulta necesario redefinir los conceptos de periodo de retorno y riesgo debido al hecho de los cambios de la función de densidad de probabilidad en el tiempo (Sivapalan y Samuel, 2009; Salas y Obeysekera, 2013).

Incertidumbres

Un aspecto importante de mencionar es que los caudales utilizados en el estudio proceden de curvas en estaciones de aforo, las cuales se han reevaluado conforme se dispone de más información de aforos directos. Evidentemente este aspecto puede ser un factor de incertidumbre en los resultados, sin embargo, creemos que está se ve disminuida con el trabajo llevado a cabo por las instituciones encargadas en España de la recopilación de la información, las cuales tienen entre sus tareas la revisión de las curvas de gasto. Por ello, en el estudio no se llevó a cabo una revisión de las curvas de gasto para valorar este efecto.

Los tipos de no estacionariedad observados en el análisis de las series de crecidas ponen en evidencia la presencia de cambios bruscos y tendencias temporales. Sin embargo, estos son cambios que deben considerarse como recientes, por lo que cabe preguntarse si las longitudes analizadas se extendieran a 100 o más años, si estas tendencias permanecerían o habría un cambio en el signo de la tendencia o desaparecería dicha tendencia. Se observa también que en la evaluación de las rupturas en las series de crecidas en ocasiones el punto de ruptura al analizar en la varianza cambia en fecha respecto al observado en la media. Ante esto, es necesario el utilizar otras metodologías alternativas para evaluar los cambios en la varianza y contrastar resultados, ya que este resultado podría ser reflejo del procedimiento seguido en la evaluación de los cambios en la varianza.

Resalta a la vista la dificultad para identificar cambios climáticos en las series temporales de crecidas, esto es evidente en los resultados en los que no se detecta un cambio o tendencia en algunas de las series en régimen natural o poco alterado, lo cual podría reflejar los efectos de actividades antrópicas no incorporadas en este estudio (incrementos en la urbanización, desarrollo agrícola, deforestación a gran escala y otros conjuntos de detracciones que se producen sobre la cuenca), y/o nuestra incapacidad para detectar el cambio si este está presente. Lo cual podría estar vinculado a un fuerte ruido en la serie temporal o una señal climática más débil en estas estaciones. Evidentemente existen otros efectos antropogénicos aunado al ejercido por los embalses que inciden en la respuesta de las cuencas y que pueden incorporar no estacionariedad. Sin embargo, creemos que es un paradigma el conocer si el efecto de otros factores antropogénicos es más importante respecto del inducido por los embalses. Por ello, estudio futuros deben abordar el efecto de otros factores antropogénicos que se consideren puedan incidir en la falta de estacionariedad.

A pesar de observar el importante papel de los patrones de baja frecuencia y los embalses, es indudable que otros factores antropogénicos impactan de manera

significativa en los cambios que puedan experimentar las crecidas. Estos toman relevante importancia en cuencas más urbanas, por lo que índices que caractericen factores adicionales deben ser considerados. Pese a la importancia de los eventos originados por Sistemas Convectivos de Mesoescala en la costa Mediterránea, no se cuenta con un indicador que caracterice la influencia de estos eventos. Ya que como se pudo observar en los resultados a la hora de explicar la precipitación, como pasa con la mayoría de los patrones de baja frecuencia en el Hemisferio Norte, solo son representativos durante el semestre frío. Durante el verano y primeros meses de otoño, la circulación atmosférica se debilita por la menor diferencia radiactiva y energética existente entre los extremos del hemisferio, periodo en que la precipitación se asocia más a fenómenos convectivos.

La implementación de los índices de las variables macroclimáticas como variables predictivas debe ir de la mano con la mejora que se está llevando a cabo en el pronóstico de los patrones de baja frecuencia, a fin y efecto de consolidarlos como un instrumento útil en la predicción de cuantiles a corto y largo plazo. Lo cual nos llevará a tener que abordar estos estudios desde un enfoque más interdisciplinario.

Los conceptos de periodo de retorno y riesgo pierden sentido bajo condiciones de no estacionaridad, ya que la probabilidad anual de excedencia cambia año a año como se refleja en la Figura 9-1, donde se puede observar que los modelos no estacionarios sugieren para estaciones de aforo que la probabilidad de excedencia estuvo por debajo de 0.01. Ante esto es necesario articular un marco donde podamos extender estos conceptos a las condiciones de no estacionaridad.

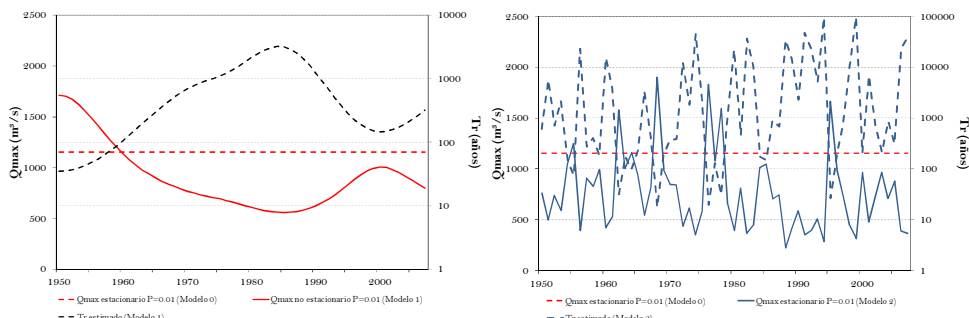


Figura 9-1. Estimación del periodo de retorno bajo condiciones no estacionarias asumiendo los modelos 1 y 2 para la estación 2015 (régimen poco alterado).

Finalmente, el uso de los GAMLSS en la modelización implica un incremento en el número de parámetros, lo cual ante la merma en las longitudes de registros de caudales máximos anuales, nos lleva a la necesidad de profundizar en su posible aplicación en la práctica, así como la exploración de otras técnicas alternativas. No obstante, es importante mencionar que en nuestro estudio siguiendo el principio de parsimonia se trato de evitar el sobredimensionamiento de los modelos. Para ello, se utilizarón diferentes criterios estadísticos en el procedimiento.

9.2 Líneas de investigación futuras

Al realizar una investigación son más los caminos que quedan por recorrer que los recorridos. Las líneas de investigación futuras que se plantean son algunos de estos caminos.

- Analizar el impacto del cambio climático en los modos de variabilidad de los patrones de baja frecuencia. Esto adquiere vital importancia sobre todo ante la posibilidad de consolidar a los índices de las variables macroclimáticas como base en la predicción de cuantiles de crecidas a medio y largo plazo.
- Extender el estudio incorporando distribuciones paramétricas adicionales, entre las cuales resultan de amplio interés aquellas que nos permiten modelar eventos producto de dos poblaciones, como es la distribución Doble Gumbel (González, 1970), también denominada distribución Valores Extremos de Dos componentes (Rossi et al., 1984).
- Aunque con las distribuciones utilizadas en este estudio se obtuvieron resultados aceptables. Son necesarios estudios más exhaustivos para investigar la cuestión relacionada con la presencia o ausencia de colas pesadas en los eventos de caudales máximos. Esto ante la importancia que tiene la presencia de colas pesadas en relación con el diseño de las estructuras hidráulicas.
- Sería conveniente el incorporar información No Sistemática (sobre crecidas históricas y paleocrecidas) en la modelación de la frecuencia de crecidas bajo condiciones de no estacionaridad. Lo anterior se plantea interesante ante el importante inventario de inundaciones históricas y paleocrecidas con que cuentan en muchas cuencas de España, las cuales ya han sido utilizadas en el contexto estacionario. Además de aprovechar las reconstrucciones históricas de los índices de las variables macroclimáticas.
- Aunque hasta ahora no se tenía claro el camino a seguir en la redefinición de los conceptos de periodo de retorno y riesgo, la reciente propuesta de Salas y Obeysekera (2013) resulta un marco que demuestra que el análisis de frecuencias de crecidas no estacionario puede ser muy útil para hacer una adecuada evaluación del riesgo de una estructura hidráulica durante su vida de proyecto.
- La modelación de las señales climáticas mediante modelos estocásticos que nos permitan capturar sus patrones de evolución, sería una herramienta de ayuda en poder obtener predicciones de cuantiles. Otro camino, en esta línea sería el ir de la mano con los estudios de meteorólogos enfocados en poder mejorar los pronósticos climáticos. En este sentido, ya investigadores han demostrado que el comportamiento de los patrones de variabilidad climática en el Hemisferio Norte (específicamente la NAO) se encuentran afectados por las dinámicas de la estratósfera a través del vórtice polar, el cual transmite en determinadas condiciones estas oscilaciones hacia la tropósfera. Esta interconexión destacan es muy importante ya que mencionan esto podría mejorar sustancialmente su predicción a medio y largo plazo.

REFERENCIAS

- Aissoui-Fqayeh, I., El Aldouni, S., Ouarda, T. and Hilaire, A., 2009. Développement du modèle log-normal non-stationnaire et comparaison avec le modèle GEV non-stationnaire. *Hydrological Sciences Journal*, 54, 1141-1156.
- Anctil, F. and Coulibaly, P., 2004. Wavelet analysis of the interannual variability in southern Québec streamflows. *Journal of Climate*, 17, 163-173.
- Andreo, B., Jiménez, P., Durán, J.J., Carrasco, F., Vadillo, I. and Mangin, A., 2006. Climatic and hydrological variations during the last 117-166 years in the south of the Iberian Peninsula, from spectral and correlation analyses and continuous wavelet analyses. *Journal of Hydrology*, 324, 24-39.
- Ang, A. and Tang, W., 1975. *Probability concepts in engineering planning and design*. Wiley, J., 339 p., New York.
- Ashock, K., Nakamura, H. and Yamagata, T., 2007. Impacts of ENSO and indian ocean dipole events on the southern hemisphere storm-track activity during austral winter. *Journal of Climate*, 20, 47-63.
- Bailey, J., 1998. Temperatures anomalies in high northerly latitudes and their link with the El Niño/Southern Oscillation. *Annales Geophysicae*, 16, 1523-1526.
- Barry, R. and Chorley, R., 1972. *Atmósfera, tiempo y clima*. Omega, 500 p., Barcelona.
- Batalla, R.J., Gómez, C.M. and Kondolf, G.M., 2004. Reservoir-induced hydrological changes in the Ebro River basin NE Spain. *Journal of Hydrology*, 290, 117-136.
- Beguería, S., López-Moreno, A., Lorente, A., Seeger, M. and García-Ruiz, J., 2003. Assessing the effect of climate oscillations and land-use changes on streamflow in the central Spanish Pyrenees. *Ambio*, 32, 283-286.
- Benito, G. and Thorndycraft, R., 2005. Palaeoflood hydrology and its role in applied hydrological sciences. *Journal of Hydrology*, 313, 3-15.
- Benito, G., Machado, M. and Pérez-González, A., 1996. Climate change and flood sensitivity in Spain. *Global continental changes: the context of palaeohydrology. Special Publication*. edited by: Branson, J., Brown, A.G. and Gregory, K.J., Geological Society, 95-98.
- Benito, G., Thorndycraft, V.R., Rico, M., Sánchez-Moya, Y. and Sopena, A., 2008. Palaeoflood and floodplain records from Spain: Evidence for long-term climate variability and environmental changes. *Geomorphology*, 101, 68-77.
- Benito, G., Lang, M., Barriendos, M., Llasat, M.C., Francés, F., Ouarda, T., Thorndycraft, V.R., Enzel, Y., Bardossy, A., Coeur, D. and Bobée, B., 2004. Use of systematic, palaeoflood and historical data for the improvement of flood risk estimation. Review of scientific methods. *Natural Hazard*, 31, 623-643.
- Berga-Casafont, L., 2003. Presas y embases en la España del siglo XX. *Revista de Obras Públicas*, 37-40.
- Bjerknes, J., 1966. A possible response of the atmospheric Hadley circulation to equatorial anomalies of ocean temperature. *Tellus*, 820-829.
- Blösch, G. and Montanari, A., 2010. Climate change impacts — throwing the dice ? *Hydrological Processes*, 381, 374-381.
- Bodri, L. and Cemak, V., 2003. High frequency variability in recent climate and the North Atlantic Oscillation. *Theoretical and Applied Climatology*, 33-40.
- Botero, B., 2006. *Estimación de crecidas de alto periodo de retorno mediante funciones de distribución con límite superior e información no sistemática*. Departamento de Ingeniería Hidráulica y Medio Ambiente. Universidad Politécnica de Valencia, p. 223.
- Botter, G., Basso, S., Porporato, A., Rodriguez-Iturbe, I. and Rinaldo, A., 2010. Natural streamflow regime alterations, Damming of the Piave river basin Italy. *Water Resources Research*, 46, 312-329.

- Box, G.E., Jenkins, G.M. and Reinsel, G.C., 1994. *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. Wiley, Hall, P., 784 p., New Jersey.
- Brabets, T. and Walvoord, M.A., 2009. Trends in streamflow in the Yukon River Basin from 1944 to 2005 and the influence of the Pacific Decadal Oscillation. *Journal of Hydrology*, 371, 108-119.
- Bradbury, J., Keim, B. and Wake, C., 2002. US East Coast trough indices at 500 hPa and New England winter climate variability. *Journal of Climate*, 15, 9-17.
- Buchinsky, M., 1998. Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research. *The Journal of Human Resources*, 33, 88-126.
- Buja, A., Hastie, T.J. and Tibshirani, R., 1989. Linear smoothers and additive models. *The Annals of Statistics*, 39, 107-113.
- Burn, D.H. and Hag-Elnur, M.A., 2002. Detection of hydrologic trend and variability. *Journal of Hydrology*, 255, 107-122.
- Burn, D.H., Sharif, M. and Zhang, K., 2010. Detection of trends in hydrological extremes for Canadian watersheds. *Hydrological Processes*, 24, 1781-1790.
- Buuren, S.V. and Fredriks, M., 2001. Worm plot: a simple diagnostic device for modelling growth reference curves. *Statistics in Medicine*, 20, 1259-1277.
- Camilloni, I. and Barros, V., 2003. Extreme discharge events in the Paraná River and their climate forcing. *Journal of Hydrology*, 278, 94-106.
- Camuffo, D. and Jones, P.D., 2002. Improved understanding of past climatic variability from early daily European instrumental source. *Climate Change*, 53, 1-4.
- Cane, A.M., 1983. Oceanographic events during El Niño. *Science*.
- Cannon, A.J., 2010. A flexible nonlinear modelling framework for nonstationary generalized extreme value analysis in hydroclimatology. *Hydrological Processes*, 24, 673-685.
- Capel, J., 1981. *Los climas en España*. Oikos-Tau, 432 p., Barcelona.
- Capel, J., 1998. Modelos de circulación que afectan a la España atlántica y precipitaciones asociadas. *Revista de Geografía*, 45-65.
- Capel, M.J. and Romacho, R.M., 2000. La dinámica atmosférica en el flanco suroccidental de Europa: La Península Ibérica. *Nimbus*, 5-20.
- Castell, R.B. and Jaspers, J., 1967. A general plasmode for factor analytic exercises and research. *Multivariate Behavioral Research Monographs*, 3, 212.
- Cave, B. and Pearson, C., 1914. Numerical illustrations of the variate-difference correlation method. *Biometrika*, 10, 340-355.
- Cayan, D.R., Redmond, K.T. and Riddle, L.G., 1999. ENSO and Hydrologic Extremes in the Western United States. *American Meteorological Society*, Vol.12, 2881-2893.
- Cohn, T.A. and Lins, H.F., 2005. Nature's style: Naturally trendy. *Geophysical Research Letters*, 32.
- Cole, T.J. and Green, P.J., 1992. Smoothing reference centile curves: the LMS method and penalized likelihood. *Statist. Med.*, 11, 1305-1319.
- Coles, S., 2001. Extremes of Non-Stationary Sequences. *An introduction to statistical modeling of extreme values*. Springer, p. 208.
- Conte, M., Giuffrida, A. and Tedesco, S., 1989. Mediterranean Oscillation: Impact on Precipitation and Hydrology in Italy *Conference on Climate and Water*, 121-137.
- Cox, D.R., Isham, V.S. and Northrop, P.J., 2002. Floods: some probabilistic and statistical approaches. *Philosophical transactions. Series A, Mathematical, physical, and engineering sciences*, 360, 389-408.
- Cullen, H.M. and deMenocal, P.B., 2000. North Atlantic influence on Tigris-Euphrates streamflow. *International Journal of Climatology*, 20, 853-863.
- Cullen, H.M., Kaplan, A., Arkin, P.A. and deMenocal, P.B., 2002. Impact of the North Atlantic Oscillation on Middle Eastern Climate and Streamflow. *Climatic Change*, 55, 315-338.

- Cunderlink, J. and Burn, D.H., 2003. Non-stationary pooled flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 276, 210-223.
- Cunderlink, J. and Ouarda, T., 2006. Regional flood-duration–frequency modeling in the changing environment. *Journal of Hydrology*, 318, 276-291.
- Cunnane, C., 1989. Statistical distributions for flood frequency analysis. Organization, W.M., Geneva.
- Chatterjee, S. and Price, B., 1991. *Resgression analysis by example*. Sons, J.W., 321 p., New York.
- Chow, V.T., Maidment, D.R. and Mays, L.W., 1988. *Applied Hydrology*. McGraw-Hill, Engineering, C., 572 p., New York.
- Davison, A. and Ramesh, N., 2000. Local likelihood smoothing of sample extremes. *Journal of the Royal Statistical Society*, 62, 191-208.
- De Luis, M., González-Hidalgo, J.C., Longares, L.A. and Štěpánek, P., 2009. Seasonal precipitation trends in the Mediterranean Iberian Peninsula in second half of 20th century. *International Journal of Climatology*, 29, 1312-1323.
- Del río, S., Herrero, L., Fraile, R. and Penas, A., 2011. Spatial distribution of recent rainfall trends in Spain (1961–2006). *International Journal of Climatology*, 31, 656-667.
- Delgado, J., Apel, H. and Merz, B., 2010. Flood trends and variability in the Mekong river. *Hydrology and Earth System Sciences*, 14, 407-418.
- Dong, B., Sutton, R., Jewson, S., O'Neill, A. and Slingo, J., 2000. Predictable winter climate in the North Atlantic sector during the 1997–1999 ENSO cycle. *Geophys. Res. Lett.*, 27, 985-988.
- Douglas, E., Vogel, R. and Kroll, C., 2000. Trends in floods and low flows in the United States: Impact of spatial correlation. *Journal of Hydrology*, 240, 90-105.
- Dracup, J.A. and Kahya, E., 1994. The relationships between U.S. streamflow and La Niña Events. *Water Resour. Res.*, 30, 2133-2141.
- Dunkeloh, A. and Jacobeit, J., 2003. Circulation dynamics of Mediterranean precipitation variability 1948–1998. *International Journal of Climatology*, 23, 1843-1866.
- Ehsanzadeh, E. and Adamowski, K., 2009. Trends in timing of low stream flows in Canada: impact of autocorrelation and long-term persistence. *Hydrological Processes*, 24, 970-980.
- El Aldouni, S., Ouarda, T., Zhang, X., Roy, R. and Bobeé, B., 2007. Generalized maximum likelihood estimators for the nonstationary generalized extreme value model. *Water Resources Research*, 43, 1-13.
- Esteban-Parra, M., Soler, X., Prohom, M. and Planchon, O., 2002. La distribución de la precipitación a través del índice de la NAO. El efecto del relieve a escala local: El Pirineo Oriental. *III Congreso AEC. El Agua y el Clima*. Climatología, 594.
- Esteban-Parra, M.J., Rodrigo, F.S. and Castro-Diez, Y., 1998. Spatial and temporal patterns of precipitation in Spain for the period 1880–1992. *International Journal of Climatology*, 18, 1557-1574.
- Ferrer, F., 1993. *Recomendaciones para el calculo hidrometeorológico de avenidas*. CEDEX-Centro de Estudios y Experimentación de Obras Públicas, M.d.O.P., Transportes y Medio Ambiente, p. 185.
- Fiala, T., 2008. Statistical characteristics and trends of mean annual and monthly discharges of Czech rivers in the period 1961–2005. *J. Hydrol. Hydromech*, 56, 133-140.
- Filliben, J.J., 1975. The probability plot correlation coefficient test for normality. *Technometrics*, 17, 111-117.
- Fowler, H.J. and Klisby, C.G., 2002. Precipitation and the North Atlantic Oscillation: a study of climatic variability in northern England. *International Journal of Climatology*, 22, 843-866.

- Fraedrich, K., 1990. European Grosswetter during the warm and cold extremes of the El Niño Southern Oscillation. *International Journal of Climatology*, 10, 21-31.
- Fraedrich, K., 1993. An ENSO impact on Europe? A review. *Tellus*.
- Francés, F., 1995. *Utilización de la información histórica en el análisis regional de las avenidas*. Centro Internacional de Métodos Numéricos en Ingeniería, CINME, 242 p., Barcelona.
- Francés, F., 1998. Utilización de la función de distribución de probabilidad TCEV con información no sistemática dentro de un análisis regional. Aplicación a los ríos Júcar y Turia. *Ingeniería del Agua*, 5, 47-58.
- Francés, F.J., Salas, J.D. and Boes, D.C., 1994. Flood frequency analysis with Systematic and Historical or Paleoflood data based on the Two-Parameter GEV Models. *Water Resources Research*, 30, 1653-1664.
- Franks, S.W., 2002. Identification of a change in climate state using regional flood data. *Hydrology and Earth System Sciences*, 6, 11-16.
- Franks, S.W. and Kuczera, G., 2002. Flood frequency analysis: evidence and implications of secular climate variability, New South Wales. *Water Resources Research*, 30, 1653-1664.
- Fu, G., Barber, M.E. and Chen, S., 2010. Hydro-climatic variability and trends in Washington State for the last 50 years. *Hydrological Processes*, 24, 866-878.
- Gaetan, C. and Grigoletto, M., 2004. Smoothing sample extremes with dynamics models. *Extremes*, 7, 221-236.
- Gallego, M.C., García, J.A. and Vaquero, J.M., 2005. The NAO signal in daily rainfall series over the Iberian Peninsula. *Climate Research*, 29, 103-109.
- García, N.O., Gimeno, L., De la Torre, L., Nieto, R. and Añe, J.A., 2005. North Atlantic Oscillation (NAO) and precipitation in Galicia (Spain). *Atmósfera, Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal*, 18, 25-32.
- Genovés, A. and Jansá, A., 1988. Caracterización estadística de las perturbaciones mesoscálicas en la región ibérico-mediterránea. *I Simposio Nacional de Predictores del INM*. Meteorología, I.N.d., Madrid, 39-47.
- Genta, J.L., Pérez-Iribarren, G. and Mechoso, C.R., 1998. A recent increasing trend in the streamflow of rivers in Southeastern South America. *Journal of Climate*, 11, 2858-2862.
- Gershunov, A. and Barnett, T., 1998. Interdecadal modulation of ENSO teleconnections. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*
- Giddings, L. and Soto, M., 2006. Teleconexiones y precipitación en América del Sur. *Revista de Climatología*, 6, 13-20.
- Gilroy, K.L. and McCuen, R.H., 2012. A nonstationary flood frequency analysis method to adjust for future climate change and urbanization. *Journal of Hydrology*, 414-415, 40-48.
- Giraldo Osorio, J.D. and García Galiano, S.G., 2013. Assessing uncertainties in the building of ensemble RCMs over Spain based on dry spell lengths probability density functions. *Climate Dynamics*, 40, 1271-1290.
- González, J., De Luis, M. and Martín-Vide, J., 2007a. Spatial overlapping areas of several teleconnection indices on Spain's Mediterranean facade according to autumn rainfall. *7th EMS Annual Meeting/8th ECAMM* Madrid, España, 1-5.
- González, J., De Luis, M. and Martín-Vide, J., 2007b. Spatial overlapping areas of several teleconnection indices on Spain's Mediterranean facade according to spring rainfall. *Connections between Mediterranean and global variability. MEDCLIVAR 2nd Workshop*.
- González, J.C., López-Bustins, J.-A., Štěpánek, P., Martín-Vide, J. and de Luis, M., 2009. Monthly precipitation trends on the Mediterranean fringe of the Iberian Peninsula during the second-half of the twentieth century (1951-2000). *International Journal of Climatology*, 29, 1415-1429.
- González, V.F., 1970. Contribución al análisis de frecuencias de valores extremos de los gastos máximos en un río. *Instituto de Ingeniería*.

Greenwood, J.A., Landwehr, J.M. and Wallis, J.R., 1979. Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resources Research*, 15, 1049-1054.

GREHYS, 1996. Presentation and review of some methods for regional flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 186, 63-84.

Grimm, A., Renata, G. and Tedeschi, A., 2009. ENSO and extreme rainfall events in South America. *Journal of Climate*, 22, 1589-1609.

Grinsted, A., Moore, J. and Jevrejeva, S., 2004. Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series. *Nonlinear Processes in Geophysics*, 11, 561-566.

Groisman, P., Knight, R. and Karl, T., 2001. Heavy precipitation and high streamflow in the contiguous United States: trends in the twentieth century. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 82, 19-46.

Gupta, A., 2007. *Large Rivers. Geomorphology and Management*. Wiley, 689 p.

Hansen, B. and Forland, E., 1998. Long-term trends in precipitation and temperature in the Norwegian Arctic: can they be explained by changes in the atmospheric circulation patterns? *International Journal of Climatology*, 10, 143-153.

Hartmann, H., Pagano, S. and Sorooshian, S., 2002. Confidence builders: Evaluating seasonal climate forecasts from user perspectives. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 683-698.

Hastie, T.J. and Tibshirani, R.J., 1990. Generalized additive models. *Londondn: Chapman and Hall*.

Hirsch, R.M., Hesell, D., Cohn, T. and Gilroy, E., 1992. Statistical treatment of hydrologic data. *Handbook of Hydrology*. Maidment, D.R.,

Hirschboeck, K. and Maddox, R., 2000. Hydroclimatology of meteorologic floods. *Inland flood hazards*. Press, C.U., Cambridge.

Hosking, J.R., 1990. L-moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *Journal of the Royal Statistics Society*, 52, 105-124.

Hurrell, J.W., 1995. Decadal trends in the North Atlantic Oscillation: Regional temperatures and precipitation. *Science*, 269, 676-679.

Hurrell, J.W., 2000. The North Atlantic Oscillation: Climatic Significance and Environmental Impact. *National Center for Atmospheric Research*.

Hurrell, J.W. and Van Loon, H., 1997. Decadal variations in climate associated with the North Atlantic Oscillation. *Climatic Change*, 36, 301-326-326.

Hurst, H.E., 1951. Long-term storage capacity of reservoirs. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116.

Iglesias, A. and Minguez, M.I., 1997. Modelling crop-climate interactions in Spain, vulnerability and adaptation of different agricultural systems to climate change. *Mitig. Adapt. Strat. Glob. Change*, 1, 273-288.

Ionita, M., Lohmann, G. and Rimbu, N., 2008. Prediction of Spring Elbe Discharge Based on Stable Teleconnections with Winter Global Temperature and Precipitation. *Journal of Climate*, 21, 6215.

IPCC, 2007. Informe de síntesis. Contribución de los Grupos de trabajo I, II y III al Cuarto Informe de Evaluación del Grupo Intergubernamental de Expertos sobre el Cambio Climático. Ginebra, Suiza.

Jain, S. and Lall, U., 2000. Magnitude and timing of annual maximum floods: Trends and large-scale climatic associations for the Blacksmith Fork River, Utah. *Water Resour. Res.*, 36, 3641-3651.

Jansá, A., 1992. Severe weather and cyclogenesis, a western Mediterranean look. *Studies, I.W.o.M.C.*, 51-66.

- Jansá, A., Radinovic, D., Alpert, P., Genovés, A., Campins, J. and Picornell, M., 1994. Mediterranean Cyclones: Subject of a WMO Project. *The life cycles of extratropical cyclones* Bergen, 2612-2631.
- Jennrich, R.I. and Sampson, P.F., 1976. Newton-Raphson and related algorithms for maximum likelihood variance component estimation. *Technometrics*, 18, 11-17.
- Jevrejeva, S., Moore, J.C. and Grinsted, A., 2003. Influence of the Arctic Oscillation and El Niño-Southern Oscillation (ENSO) on ice conditions in the Baltic Sea: the wavelet approach. *Journal of Geophysical Research*, 108, 46-77.
- Jian, T., Zhang, Q., Blender, R. and Fraedrich, K., 2005. Yangtze Delta floods and droughts of the last millenium: abrupt changes and long memory. *Theor. Appl. Climatol.*, 82, 131-141.
- Jiang, Y., Zhou, C. and Cheng, W., 2007. Streamflow trends and hydrological response to climatic change in Tarim headwater basin. *Journal of Geographical Sciences*, 17, 51-61.
- Johnston, C.A. and Shmagin, B.A., 2008. Regionalization, seasonality, and trends of streamflow in the US Great Lakes Basin. *Journal of Hydrology*, 362, 69-88.
- Jones, P.D., Jonsson, T. and Wheeler, D., 1997. Extension to the North Atlantic oscillation using early instrumental pressure observations from Gibraltar and south-west Iceland. *International Journal of Climatology*, 17, 1433-1450.
- Jowitt, P., 1979. The extreme-value type-1 distribution and the prinsiple of maximum entropy. *Journal of Hydrology*, 42, 23-38.
- Kaczmarek, Z., 2003. The impact of climate variability on flood risk in Poland. *Risk Analysis*, 23, 559-566.
- Kahya, E. and Dracup, J.A., 1993. U.S. streamflow patterns in relation to the El Niño/Southern Oscillation. *Water Resour. Res.*, 29, 2491-2503.
- Kane, R.P., 1999. El Niño timings and rainfall extremes in India, Southeast Asia and China. *International Journal of Climatology*, 19, 653-672.
- Karabörk, M. and Kahya, E., 2005. The influences of the Southern and North Atlantic Oscillations on hydrometeorological surface parameters in Turkey. *Hydrological Processes*, 19, 1185-1211.
- Katz, R.W., Parlange, M.B. and Naveau, P., 2002. Statistics of extremes in hydrology. *Advances in Water Resources*, 25, 1287-1304.
- Khaliq, M.N., Ouarda, T.B., Gachin, P. and St-Hilaire, A., 2009. Identification of hydrological trends in the presence of serial and cross correlations: A review of selected methods and their application to annual flow regimes of Canadian rivers. *Journal of Hydrology*, 38, 117-130.
- Khaliq, M.N., Ouarda, T.B.M.J., Ondo, J.C., Gachon, P. and Bobée, B., 2006. Frequency analysis of a sequence of dependent and/or non-stationary hydro-meteorological observations: A review. *Journal of Hydrology*, 329, 534-552.
- Kidson, R. and Richards, K.S., 2005. Flood frequency analysis: assumptions and alternatives. *Progress in Physical Geography*, 29, 392-410.
- Kiely, G., 1999. Climate change in Ireland from precipitation and streamflow observations. *Advances in Water Resources*, 23, 41-51.
- Kingston, D., Lawler, D. and McGregor, G., 2006. Linkages between atmospheric circulation, climate and streamflow in the northern North Atlantic: research prospects. *Progress in Physical Geography*, 30, 143-174.
- Kingtse, C.J., Schemm, E.M. and Soo-Hyun, Y., 2009. Influence of ENSO and the atlantic multidecadal oscillation on drought over the United States. *Journal of Climate*, 22, 62-82.
- Knox, J., 1978. Climatic influence on the upper Mississipi Valley Floods. *Flood Geomorphology*. Sons, W., New York, 279-300.
- Kodera, K. and Kuroda, Y., 2003. Regional and hemispheric circulation patterns in the northern hemisphere winter, or the NAO and the AO *Geophys. Res. Lett.*, 30, 19-34.

- Koenkar, R. and Basset, G., 1978. Regression quantiles. *Econometrica*, 46, 33-50.
- Koenker, R. and Schorfheide, F., 1994. Quantile spline models for global temperature change. *Climatic Change*, 28, 395-404.
- Kondrashov, D., Feliks, Y. and Ghil, M., 2005. Oscillatory modes of extended Nile river records. *Geophysical Research Letters*, 32, 1-10.
- Koutsoyiannis, D., 2002. The Hurst phenomenon and fractional Gaussian noise made easy. *Hydrological Sciences Journal*, 47, 573-595.
- Koutsoyiannis, D., 2003. Climate change, the Hurst phenomenon, and hydrological statistics. *Hydrological Sciences Journal*, 48, 3-24.
- Koutsoyiannis, D., 2006. Nonstationarity versus scaling in hydrology. *Journal of Hydrology*, 324, 239-254.
- Koutsoyiannis, D. and Montanari, A., 2007. Statistical analysis of hydro-climatic time series: Uncertainty and insights. *Water Resources Research*, 43, 1-16.
- Kumar, P., 1996. Role of coherent structures in the stochastic-dynamic variability of precipitation. *Journal of Geophysical Research*, 101, 393-404.
- Kumar, P. and Foufoula-Georgiou, E., 1993. A multicomponent decomposition of spatial rainfall fields. 1. Segregation of large- and small-scale features using wavelet transforms. *Water Resources Research*, 29, 2515-2532.
- Kundzewicz, Z. and Robson, A., 2004a. Change detection in hydrological records—a review of the methodology. *Hydrological Sciences Journal*, 49, 7-19.
- Kundzewicz, Z. and Robson, A., 2004b. Change detection in hydrological records: a review of the methodology. *Hydrological Sciences Journal*, 49, 7-19.
- Kwon, H.-H., Brown, C. and Lall, U., 2008. Climate informed flood frequency analysis and prediction in Montana using hierarchical Bayesian modeling. *Geophysical Research Letters*, 35, 1-6.
- Kwon, H.-H., Sivakumar, Y.M. and Kim, B., 2010. Assessment of change in design flood frequency under climate change using a multivariate downscaling model and precipitation-runoff model. *Stochastic Environ. Res. Risk Assess.*, 25, 567-581.
- Labat, D., 2008. Wavelet analysis of the annual discharge records of the world's largest rivers. *Advances in Water Resources*, 31, 109-117.
- Labat, D., Ronchail, J. and Guyot, J.L., 2005. Recent advances in wavelet analyses: Part 2—Amazon, Parana, Orinoco and Congo discharges time scale variability. *Journal of Hydrology*, 314, 289-311.
- Laita, D. and Grimalt, M., 1997. Vorticity and pressure anomalies in the Western Mediterranean during El Niño/Southern Oscillation extremes. *International Journal of Climatology*, 17, 475-482.
- Lamb, P.J. and Pepler, R.A., 1987. North Atlantic Oscillation: concept and application. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 68, 127-1225.
- Lang, M., Ouarda, T. and Bobee, B., 1999. Towards operational guidelines for over-threshold modeling. *Journal of Hydrology*, 225, 103-117.
- Leclerc, M. and Ouarda, T., 2007. Non-stationary regional flood frequency analysis at ungauged sites. *Journal of Hydrology*, 343, 254-265.
- Lettenmaier, D.P. and Wallis, J.R., 1994. Hydro-climatological trends in the continental United States. *Journal of Climate*, 7, 586-607.
- Lima, C.H. and Lall, U., 2010. Bayesian non-stationary flood frequency estimation at ungauged basins using climate information and a scaling model. *American Geophysical Union, Fall Meeting* San Francisco.
- Lins, H.F. and Slack, J.R., 1999. Streamflow trends in the United States. *Geophysical Research Letters*, 26, 69-83.
- Lins, H.F. and Cohn, T.A., 2011. Stationarity: Wanted Dead or Alive? *JAWRA Journal of the American Water Resources Association*, 47, 475-480.

López-Bustins, J. and Azorín, M., 2004. Aplicación del índice diario de la oscilación del Mediterráneo occidental al estudio de la tipología pluviométrica en Alicante. *IV Congreso de la Asociación Española de Climatología*.

López-Bustins, J.A., 2007. *The western mediterranean oscillation and rainfall in the catalan countries, PhD. Dissertation*. Universidad de Barcelona, p. 315.

López-Bustins, J.A., Martin, V.J. and Sanchez, L.A., 2008. Iberia winter rainfall trends based upon changes in teleconnection and circulation patterns. *Global and Planetary Change*, 63, 171-176.

López-Moreno, J. and Vicente-Serrano, M., 2008. Positive and Negative Phases of the Wintertime North Atlantic Oscillation and Drought Occurrence over Europe: A Multitemporal-Scale Approach. *Journal of Climate*, 21, 1220-1243.

López-Moreno, J., Beniston, M. and García-Ruiz, J., 2008. Environmental change and water management in the Pyrenees: Facts and future perspectives for Mediterranean mountains. *Global and Planetary Change*, 61, 300-312.

Lopez-Moreno, J.I., 2005. Recent variations of snowpack depth in the Central Spanish Pyrenees. *Artic Antarctic Alp. Res.*, 37, 253-260.

López-Moreno, J.I. and García-Ruiz, J.M., 2004. Influence of snow accumulation and snowmelt on streamflow in the central Spanish Pyrenees. *Journal of Hydrology*, 49, 787-802.

López-Moreno, J.I., Beguería, S., Vicente-Serrano, S.M. and García-Ruiz, J.M., 2007. Influence of the North Atlantic Oscillation on water resources in central Iberia, Precipitation, streamflow anomalies, and reservoir management strategies. *Water Resources Research*, 43.

López-Moreno, J.I., Vicente-Serrano, S.M., Gimeno, L. and Nieto, R., 2009a. Stability of the seasonal distribution of precipitation in the Mediterranean region, Observations since 1950 and projections for the 21st century. *Geophysical Research Letters*, 36.

López-Moreno, J.I., Vicente-Serrano, S.M., Angulo-Martínez, M., Beguería, S. and Kenawy, A., 2009b. Trends in daily precipitation on the northeastern Iberian Peninsula, 1955–2006. *International Journal of Climatology*, 30, 1026-1041.

López, M.J., Serrano, S., Bergueria, S. and García, J., 2006. The role of NAO extreme phases on the monthly discharges, and the volume and date of the annual maxima flows (1950–2003) in the Tagus River. *Taugus Flood Workshop*.

Lorenzo-Lacruz, J., Vicente-Serrano, J., López-Moreno, J., González-Hidalgo, J. and Morán-Tejeda, E., 2011. The response of Iberian rivers to the North Atlantic Oscillation. *Hydrology and Earth System Sciences*, 15, 2581-2597.

Lorenzo-Lacruz, J., Vicente-Serrano, S.M., López-Moreno, J.I., Beguería, S., García-Ruiz, J.M. and Cuadrat, J.M., 2010. The impact of droughts and water management on various hydrological systems in the headwaters of the Tagus River (central Spain). *Journal of Hydrology*, 386, 13-26.

Lorenzo-Lacruz, L.J., Vicente-Serrano, J., López, M.J., Morán, T.E. and Zabalza, J., 2012. Recent trends in Iberian streamflows (1945–2005). *Journal of Hydrology*, 11, 463-475.

Llasat, M. and Puigcerver, M., 1994. Meteorological factors associated with floods in the north-eastern part of the Iberian Peninsula. *Natural Hazard* 9, 81-93.

Llasat, M., Ramis, C. and Barrantes, J., 1996. The meteorology of high-intensity rainfall events over the west Mediterranean region. *Remote sensing reviews*, 14, 51-90.

Maddox, R., 1980. Mesoscale Convective Complexes. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 61, 1374-1387.

Madsen, H., Pearson, C. and Rosbjerg, D., 1997a. Comparison of annual maximum series and partial duration series for modeling extreme hydrologic events. 2. Regional modeling. *Water Resources Research*, 33, 759-769.

Madsen, H., Rasmussen, P.F. and Rosbjerg, D., 1997b. Comparison of annual maximum series and partial duration series for modeling extreme hydrologic events. 1. At-site modeling. *Water Resour. Res.*, 33, 747-757.

Magaña, V. and Quintanar, A., 1997. On the use of a general circulation model to study regional climate. 2nd UNAM-CRAY. Press, C.U., 39-48.

Magaña, V., Pérez, J.L., Conde, C., Gay, C. and Medina, S., 1998. El fenómeno de el Niño y la Oscilación del Sur (ENOS) y sus impactos en México. *Atmósfera*, C.d.C.d.l., México, D.F: Universidad Nacional Autónoma de México.

Majercakova, O., Fendekova, M. and Leskova, D., 1997. The variability of hydrological series due to extreme climatic conditions and the possible change of the hydrological characteristics with respect to potential climate change. *Regional Hydrology: Concepts and Models for Sustainable Water Resources Management*. FRIEND'97, 59-66.

Mallat, S. (ed)1999. *A wavelet tour of signal processing*.

Mandelbrot, B. and Wallis, J., 1969. Global dependence in geophysical records. *Water Resources Research*, 5.

Markovic, D., Koch, M. and Lange, H., 2009. Long-term variations of hydrological and climate time series from the German part of the Elbe River Basin. *Hydrological Processes*, 1-28.

Martín-Vide, J., 2002. Ensayo sobre la oscilación del Mediterráneo Occidental y su influencia en la pluviometría del este de España.

Martín-Vide, J. and Fernández, B., 2001. El índice NAO y la precipitación mensual en la España peninsular. *Investigaciones geográficas*, 41-58.

Martín-Vide, J. and López, B.J., 2006. The Western Mediterranean Oscillation and the rainfall in the Iberian Peninsula. *International Journal of Climatology*, 26, 1455-1475.

Martín-Vide, J., Barriendos, M., Peña, J., Raso, J., Llasat, M. and Rodríguez, R., 1999. Potencialidad del índice NAO en la previsión de episodios de alta pluviosidad en España. *Gerencia de Riesgos, Madrid*.

Martín, J., 2010. Influencia de los patrones de variabilidad de baja frecuencia WeMO y NAO sobre el caudal de los ríos en Cataluña (1951-2000). *Boletín de la Asociación de Geógrafos Españoles*, 237-257.

Martins, E.S. and Stedinger, J.R., 2000. Generalized maximum likelihood GVE quantile estimators for hydrologic data. *Water Resources Research*, 36, 737-744.

Massei, N., Laignel, B., Deloffre, J., Mesquita, J., Motelay, A., Lafite, R. and Durand, A., 2010. Long-term hydrological changes of the Seine River flow (France) and their relation to the North Atlantic Oscillation over the period 1950-2008. *International Journal of Climatology*, 30, 2146-2154.

Matalas, N.C., 1997. Stochastic Hydrology in the Context of Climate Change. *Climatic Change*, 37, 89-101-101.

Matyasovszky, I., 2003. The relationship between NAO and temperature in Hungary and its nonlinear connection with ENSO. *Theoretical and Applied Climatology*, 74, 69-75.

May, W. and Bengtsson, L., 1998. The signature of ENSO in the Northern Hemisphere midlatitude seasonal mean flow and high-frequency intraseasonal variability. *Met. Atmos. Phys.*, 69, 81-100.

McNeil, A. and Saladin, T., 2000. Developing scenarios for future extreme losses using the POT method. *Extremes and Risk Management and Risk Management*. Embrechts, Risk Books

Merz, B. and Blöschl, G., 2008. Flood frequency hydrology: 1. Temporal, spatial and causal expansion information. *Water Resources Research*, 44.

Meyers, S.D. and O'Brien, J.J., 1994. Spatial and temporal 26-day SST variations in the equatorial Indian Ocean using wavelet analysis. *Geophysical Research Letters*, 21, 777-780.

Milliman, J.D., Farnsworth, K.L., Jones, P.D., Xu, K.H. and Smith, L.C., 2008. Climatic and anthropogenic factors affecting river discharge to the global ocean, 1951-2000. *Global and Planetary Change*, 62, 187-194.

Milly, P.C.D., Dunne, K. and Vecchia, A., 2005. Global pattern of trends in streamflow and water availability in a changing climate. *Nature*, 438, 347-350.

- Milly, P.C.D., Wetherald, R.T., Dunne, K. and Delworth, T.L., 2002. Increasing risk of great floods in a changing climate. *Nature*, 415, 514-571.
- Milly, P.C.D., Betancourt, J., Falkenmark, M., Hirsch, R.M., Kundzewicz, Z.W., Lettenmaier, D.P. and Stouffer, R.J., 2008. Stationarity is dead: Whiter water management? *Science*, 319, 573-574.
- MMA, 2000. *Libro Blanco del Agua*. Ministerio de Medio Ambiente, 606 p., Madrid.
- Moglen, G.E., 2003. Frequency analysis under nonstationary land use conditions. *Modeling Hydrologic Change – Statistical Methods*. McCuen, R.H., Lewis Publishers
- Montanari, A., Taqqu, S. and Teverovsky, V., 1999. Estimating long- range dependence in the presence of periodicity: An empirical study. *Math. Comput. Modell.*, 29, 217-228.
- Morán-Tejeda, E., López-Moreno, J.I., Ceballos-Barbancho, A. and Vicente-Serrano, S., 2010a. Influence of the North Atlantic Oscillation on the streamflows of the Duero basin (Spain): Spatial variability and response times. *Geophysical Research Abstracts, EGU2010-13616, EGU General Assembly 2010*, 2010-2131.
- Morán-Tejeda, E., López-Moreno, J.I., A., C.-B. and Vicente-Serrano, S.M., 2010b. Evaluating Duero's basin (Spain) response to the NAO phases: spatial and seasonal variability. *Hydrological Processes*, 25, 1-14.
- Morán-Tejeda, E., López-Moreno, J.I., Ceballos-Barbancho, A. and Vicente-Serrano, S.M., 2011. River regimes and recent hydrological changes in the Duero basin (Spain). *Journal of Hydrology*, 404, 241-258.
- Morlet, J., Arensz, G., Fargeau, E. and Giard, D., 1982. Wave propagation and sampling theory-Part II: Sampling theory and complex waves. 41, 222-236.
- Moron, V. and Ward, M., 1998. ENSO teleconnections with climate variability in the European and African sectors. *Weather*, 53, 287-295.
- Mudelsee, M., Borngen, M. and Tetzlaff, G., 2003. No upward trends in the occurrence of extreme floods in central Europe. *Nature*, 425, 166-169.
- Muñoz-Díaz, D. and Rodrigo, F.S., 2003. Effects of the North Atlantic oscillation on the probability for climatic categories of local monthly rainfall in southern Spain. *International Journal of Climatology*, 23, 381-397.
- Muñoz-Díaz, D. and Rodrigo, F.S., 2004. Impacts of the North Atlantic Oscillation on the probability of dry and wet winters in Spain. *Climate Research*, 27, 33-43.
- Muñoz, D.D. and Rodrigo, F.S., 2005. Influence of the ENSO-Southern Oscillation on the probability of dry and wet seasons in Spain. *Climate Research*, 30, 1-12.
- Murphy, S. and Washington, R., 2001. United Kingdom and Ireland precipitation variability and the North Atlantic sea-level pressure field. *International Journal of Climatology*, 21, 939-959.
- Nelder, J.A. and Wedderburn, R.W., 1972. Generalized Linear Models. *Journal of the Royal Statistical Society*, 135, 370-384.
- Nigam, S., 2003. Teleconnections. *Enciclopedia of Atmospheric Sciences*, 2243 - 2269.
- NRC, 1999. Improving american river flood frequency analyses. Frequencies, C.o.A.R.F., Washington: National Research Council.
- Oliva, M., López-Bustins, B.J., Barriendos, M., Muedra, C. and Martín-Vide, J., 2006. Reconstrucción histórica de la Oscilación del Mediterraneo Occidental (WeMO) e inundaciones en el Levante Peninsular (1500-2000). *V Congreso de la Asociación Española de Climatología*Zaragoza.
- Olsen, J.R., Lambert, J.H. and Haines, Y.Y., 1998. Risk of extreme events under nonstationary conditions. *Risk Analysis*, 18, 497-510.
- Ortega, J., Potenciano, A. and Garzón, G., 2005. Influence of North Atlantic Oscillation in Guadiana River floods using historical and palaeohydrological data. *VI Internacional Conference on Geomorphology*Zaragoza.

- Ortega, J.A., 2007. *Paleocrecidas, avenidas recientes e hidroclimatología en la cuenca media y baja del río Guadiana*. Facultad de Ciencias Geológicas. Universidad Complutense de Madrid, p. 535.
- Ortega, J.A. and Garzón, G., 2002. Aportaciones a la geomorfología de España en el inicio del tercer milenio. *VI Reunión Nacional de Geomorfología* Madrid, 97-102.
- Ortega, J.A. and Garzón, G., 2003. Palaeohydrology of the Lower Guadiana River Basin. *Palaeofloods, Historical Data and Climatic Variability: Applications in Flood Risk Assessment*. CSIC, 33-38.
- Ortega, J.A. and Garzón, G., 2009. A contribution to improved flood magnitude estimation in base of palaeoflood record and climatic implications – Guadiana River (Iberian Peninsula). *Natural Hazard Earth System Sciences*, 9, 229-239.
- Ouarda, T. and El-Aldouni, S., 2011. Bayesian nonstationarity frequency analysis of hydrological variables. *Journal of the American Water Resources Association*, 47, 496-505.
- Palutikof, J.P., 2003. Analysis of Mediterranean climate data: measured and modelled. In: Bolle, H.J. (ed): *Mediterranean climate: Variability and trends*. Springer-Verlag Berlin.
- Pasquini, A.I. and Depetris, P.J., 2007. Discharge trends and flow dynamics of South American rivers draining the southern Atlantic seaboard: An overview. *Journal of Hydrology*, 333, 385-399.
- Pegram, G.G. (ed) 2000. *Testing for change in variability and persistence in time series, in Detecting Trend and Other Changes in Hydrological Data, WCDMP-45*. Geneva, Switzerland.
- Peterson, B., 2002. Increasing river discharge to the Arctic ocean. *Science*, 2171-2173.
- Petrone, K.C., Hugh, J.D., Van Niel, T.G. and Silberstein, R.P., 2010. Streamflow decline in southwestern Australia, 1950-2008. *Geophysical Research Letters*, 37.
- Pettitt, A.N., 1979. A non-parametric approach to the change-point problem. *Appl. Stat.*, 28, 126-135.
- Philips, I., McGregor, G., Wilson, C., Bower, D. and Hannah, D., 2003. Regional climate and atmospheric circulation controls on the discharge of two British rivers, 1974-97. *Theoretical and Applied Climatology*, 76, 141-164.
- Piechota, T.C., Dracup, J.A. and Fovell, R.G., 1997. Western US streamflow and atmospheric circulation patterns during El Niño-Southern Oscillation. *Journal of Hydrology*, 201, 249-271.
- Porporato, A. and Ridolfi, L., 1998. Influence of weak trends on exceedance probability. *Stochastic Hydrology and Hydraulics* 12, 1-14.
- Potter, K.W., 1976. Evidence for nonstationarity as a physical explanation of the Hurst phenomenon. *Water Resources Research*, 12, 1047-1052.
- Poveda, G., 2004. La hidroclimatología de Colombia: una síntesis desde la escala interdecadal hasta la escala diurna. *Rev. Acad. Colomb. Cienc.*, 201-222.
- Poveda, G. and Álvarez, D.M., 2012. El colapso de la hipótesis de estacionaridad por cambio y variabilidad climática: implicaciones para el diseño hidrológico en ingeniería. *Revista de Ingeniería* Bogotá: Universidad de los Andes, 65-76.
- Poveda, G., Veléz, I., Mesca, O., De Hoyos, C., Mejía, F., Barco, O. and Correa, P., 2002a. Influencia de fenómenos macroclimáticos sobre el ciclo anual de la hidrología colombiana: cuantificación lineal no lineal y percentiles probabilísticos. *Meteorología Colombiana*.
- Poveda, G., Mesa, O., L., C., De Hoyos, C., Mejía, F., Cuartas, A. and Pulgarin, A., 2002b. Predicción de caudales medios mensuales en ríos colombianos usando métodos no lineales. *Meteorología Colombiana*.
- Powell, J., 1986. Censored regression quantiles. *Journal of Econometrics*, 32, 143-155.
- Qian, B., Corte-Real, J. and Xu, H., 2000. Is the North Atlantic Oscillation the most important atmospheric pattern for precipitation in Europe? *Journal of Geophysical Research*, 105, 11901-11910.

- Quinn, W.H., Zoph, D.O., Short, K.S. and Kuo Yang, R.T., 1978. Historical trends and statistics of the Southern Oscillation, El Niño and Indonesian drought. *Fish. Bull.*, 76, 663-678.
- Raff, D.A., Pruitt, T. and Brekke, D., 2009. A framework for assessing flood frequency based on climate projection information. *Hydrology and Earth System Sciences* 6, 2005-2040.
- Ramage, C.S., 1987. El Niño. *Scientific American*.
- Ramesh, N.I. and Davison, A.C., 2002. Local models for exploratory analysis of hydrological extremes. *Journal of Hydrology*, 256, 106-119.
- Ramis, C., Llasat, M., Genovés, A. and Jansá, A., 1994. The october 1987 floods in Catalonia: synoptic and mesoscale mechanism. *Meteorology Applications*, 1, 337-350.
- Redmond, K.T. and Koch, R.W., 1991. Surface Climate and Streamflow Variability in the Western United States and Their Relationship to Large-Scale Circulation Indices. *Water Resour. Res.*, 27, 2381-2399.
- Renard, B., Lang, M. and Bois, P., 2006. Statistical analysis of extreme events in a non-stationary context via a Bayesian framework: case study with peak-over-threshold data. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 21, 97-112.
- Renard, B., Lang, M., Bois, P., Dupeyrat, A., Mestre, O., Niel, H. and Sauquet, E., 2008. Regional methods for trend detection: Assessing field significance and regional consistency. *Water Resources Research*, 44, 1-17.
- Rigby, R.A. and Stasinopoulos, D.M., 1996a. Mean and dispersion additive models. *Statistical Theory and Computational Aspects of smoothing*. Hardle, W. and Schimek, M.G., 215-230.
- Rigby, R.A. and Stasinopoulos, D.M., 1996b. A semi-parametric additive model for variance heterogeneity. *Statist. Comput.*, 6, 57-65.
- Rigby, R.A. and Stasinopoulos, D.M., 2005. Generalized additive models for location, scale and shape. *Journal of the Royal Statistical Society: C-App.*, 54, 507-554.
- Rimbu, N., Dima, M., Lohmann, G. and Stefan, S., 2004. Impacts of the North Atlantic Oscillation and the El Niño/Southern Oscillation on Danube river flow variability. *Geophys. Res. Lett.*, 31, L23203.
- Rimbu, N., Boroneanț, C., Buță, C. and Dima, M., 2002. Decadal variability of the Danube river flow in the lower basin and its relation with the North Atlantic Oscillation. *International Journal of Climatology*, 22, 1169-1179.
- Río, S.D., Herrero, L., Fraile, R. and Penas, A., 2010. Spatial distribution of recent rainfall trends in Spain (1961-2006). *International Journal of Climatology*, 31, 1-12.
- Riosalido, R., 1990. Satellite Characteristics of Mesoscale Convective Systems over Spain. *Proceeding of the 8th Meteosat Scientific Users Meeting* Norrköping (Sweden), 127-130.
- Riosalido, R., Elizaga, F., Martín, F., Pino, J., Nuñez, M. and Martínez, I., 1999. Estudio de la ciclogénesis atlántica del 5 y 6 de noviembre de 1997. *Nota técnica del INM*. Ambiente, M.
- Rocha, A., 1999. Low-frequency variability of seasonal rainfall over the Iberian Peninsula and ENSO. *International Journal of Climatology*, 19, 889-901.
- Rodó, D., Baert, E. and Comin, F.A., 1977. Variations in seasonal rainfall in Southern Europe during the present century: relationships with the North Atlantic Oscillation and the El Niño-Southern Oscillation. *Climate Dynamics*, 13, 275-284.
- Rodrigo, F.S., Esteban-Parra, M.J., Pozo-Vázquez, D. and Castro-Díez, Y., 2000. Rainfall variability in southern Spain on decadal to centennial time scales. *International Journal of Climatology*, 20, 721-732.
- Rodríguez-Puebla, C., Encinas, A., Nieto, S. and Garmendia, J., 1998. Spatial and temporal patterns of annual precipitation variability over the Iberian Peninsula. *International Journal of Climatology*, 18, 299-316.

Rodríguez-Puebla, C. and Nieto, S., 2010. Trends of precipitation over the Iberian Peninsula and the North Atlantic Oscillation under climate change conditions. *International Journal of Climatology*, 30, 1807-1815.

Rodríguez-Puebla, C., Encinas, A. and Sáenz, J., 2001. Winter precipitation over the Iberian peninsula and its relationship to circulation indices. *Hydrology and Earth System Sciences*, 5, 233-244.

Rogers, J.C., 1984. The association between the North Atlantic Oscillation and the Southern Oscillation in the Northern Hemisphere. *American Meteorological Society*, 12, 1999 - 2015.

Ropelewski, C. and Halpert, M., 1986. North American precipitation and temperature patterns associated with the El Niño/southern oscillation(ENSO). *Monthly Weather Review*, 114, 2352-2362.

Rossi, F., Fiorentino, M. and Versace, P., 1984. Two-Component Extreme Value distribution for Flood Frequency Analysis. *Water Resour. Res.*, 20, 847-856.

Rossi, G., 1994. Historical development of flood analysis methods. *Coping with Floods, NATO ASI Series*. Rossi, G.e.a., 11-34.

Salas, J., Deulleur, J., Yevjevich, V. and Lane, W., 1980. *Applied Modeling of Hydrologic Time Series*. 484 p., Colorado.

Salas, J.D., 1993. Analysis and modelling of hydrologic time series. *in: Handbook of Hydrology*. edited by: Maidment, D., McGraw-Hill, 19.11-19.72.

Salas, J.D. and Boes, D.C., 1980. Shifting level modeling of hydrologic series. *Adv. Water Resour.*, 3, 59-63.

Salas, J.D. and Obeysekera, J., 2013. Revisiting the concepts of return period and risk for nonstationary hydrologic extreme events. *Accepted for publications in the ASCE J. Hydrol. Eng.*

Salas, J.D., Fu, C. and Rajagopalan, B., 2011. Long range forecasting of Colorado streamflows based on hydrologic , atmospheric and oceanic data. *Journal of Hydrologic Engineering*, 16, 508-520.

Sankarasubramanian, A. and Lall, U., 2003. Flood quantiles in a changing climate: Seasonal forecasts and causal relations. *Water Resour. Res.*, 39, 401-412.

Serrano, A., Mateos, V.L. and Garcia, J.A., 1999. Trend analysis of monthly precipitation over the iberian peninsula for the period 1921-1995. *Physics and Chemistry of the Earth, Part B: Hydrology, Oceans and Atmosphere*, 24, 85-90.

Serrano, V., Berguería, S., Moreno, J., El Kenawy, A. and Martínez, M., 2009. Daily atmospheric circulation events and extreme precipitation risk in northeast Spain: Role of the North Atlantic Oscillation, the Western Mediterranean Oscillation, and the Mediterranean Oscillation. *J. Geophys. Res.*, 114, D08106.

Shaleen, J. and Upmanu, L., 2001. Floods in a changing climate: does the past represent the future? *Water Resources Research*.

Shorthouse, J. and Arnell, N., 1997. Spatial and temporal variability on European river flows and the North Atlantic Oscillation. *FRIEND'97 - regional hydrology: concepts and models for sustainable water resource management, IAHS*, 246, 77-85.

Shu, C. and Ouarda, T., 2008. Regionalfloodfrequencyanalysis at ungaugedsites using the adaptiveneuro-fuzzyinferencesystem. *Journal of Hydrology*, 349, 31-43.

Silva, A.T., Portela, M.M. and Naghettini, M., 2012. Nonstationarities in the occurrence rates of flood events in Portuguese watersheds. *Hydrology and Earth System Sciences*, 16, 241-254.

Sivapalan, M. and Samuel, J.M., 2009. Transcending limitations of stationarity and the return period: process-based approach to flood estimation and risk assessment. *Hydrological Processes*, 23, 1671-1675.

Smith, J., Baek, M.L., Ntelekos, A., Villarini, G. and Steiner, M., 2011. Extreme rainfall and flooding from orographic thunderstorms in the central Appalachians. *Water Resources Research*, 47, 1-24.

Soulé, K. and Zhi-Yong, Y., 1995. Short to long-term trends in hydrologic drought conditions in the contiguous United States. *Climate Research*, 5, 149-157.

Stahl, K., Hisdal, H., Hannaford, J., Tallaksen, L.M., Van Lanen, H.A., Sauquet, E., Demuth, S., Fendekova, M. and Odar, J.J., 2010. Streamflow trends in Europe: evidence from a dataset of near-natural catchments. *Hydrology and Earth System Sciences*, 7, 5769-5804.

Stasinopoulos, D.M. and Rigby, R.A., 2007. Generalized additive models for location scale and shape (GAMLSS) in R. *Journal of Statistical Software*, 23, 1-46.

Stedinger, J.R. and Crainiceanu, C.M., 2001. Climate variability and flood risk management. *Risk-based decision making in water resources IX, Proceedings of the Ninth Conference* California: American Society of Civil Engineers 77-86.

Stedinger, J.R., Vogel, R.M. and Foufoula, G.E., 1993. Frequency analysis of extreme events. in: *Handbook of Hydrology* edited by: McGraw Hill, 18.11-18.65.

Strupczewski, W.G. and Kaczmarek, Z., 2001. Non-stationary approach to at-site flood frequency modelling II. Weighted least squares estimation. *Journal of Hydrology*, 248, 143-151.

Strupczewski, W.G., Singh, V.P. and Mitosek, H.T., 2001a. Non-stationary approach to at-site flood frequency modelling, III. Flood analysis of Polish rivers. *Journal of Hydrology*, 248, 152-167.

Strupczewski, W.G., Singh, V.P. and Feluch, W., 2001b. Non-stationary approach to at-site flood frequency modelling I. Maximum likelihood estimation. *Journal of Hydrology*, 248, 123-142.

Sun, W., Rachev, S. and Fabozzi, F., 2007. Fractal or IDD: Evidence of long-range dependence and heavy tailedness from modeling Germany equity market returns. *Journal of Economics & Business*, 259.

Sveinsson, O.G., Salas, J.D. and Duane, C.B., 2005. Prediction of extremes events in hydrologic processes that exhibit abrupt shifting patterns. *Journal of Hydrologic Engineering*, 10, 1084-1102.

Szilagyi, J., Parlange, M.B., Katul, G.G. and Albertson, J.D., 1999. An objective method for determining principal time scales of coherent eddy structures using orthonormal wavelets. *Advances in Water Resources*, 22, 561-566.

Thompson, D.W. and Wallace, J.M., 1998. The arctic oscillation signature in the wintertime geopotential height and temperature fields. *Geophysical Research Letters*, 25, 1297-1300.

Tomozeiu, R., 2005. Winter precipitation variability and large-scale circulation patterns in Romania. *Theoretical and Applied Climatology*, 81, 193-201.

Tomozeiu, R., Busuioc, V., Zinoni, F. and Cacciamani, C., 2000. Detection of changes in the summer precipitation time series of the region emilia-romagna, Italy. *Theor. Appl. Climatol.*, 67, 193-200.

Torrence, C. and Compo, G., 1998. A practical guide to wavelet analysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 79, 61-78.

Torrence, C. and Webster, P.J., 1999. Interdecadal changes in the ENSO-monsoon system. *Journal of Climate*, 12, 2679-2690.

Trenberth, K.E. and Guillemot, C.J., 1996. Physical processes involved in the 1988 drought and 1993 floods in North America. *Journal of Climate*, 9, 1288-1298.

Trigo, R., Pozo-Vázquez, D., Osborn, T., Castro-Díez, Y., Gámiz-Fortis, S. and Esteban-Parra, M., 2004a. North Atlantic oscillation influence on precipitation, river flow and water resources in the Iberian Peninsula. *International Journal of Climatology*, 24, 925-944.

Trigo, R.M., Osborn, T.J. and Corte-Real, J., 2002. The North Atlantic Oscillation influence on Europe: climate impacts and associated physical mechanisms. *Climate Research*, Vol. 20, 9–17.

Trigo, R.M., Pozo-Vázquez, D., Osborn, T.J., Castro-Díez, Y., Gámiz-Fortis, S. and Esteban-Parra, M.J., 2004b. North Atlantic oscillation influence on precipitation, river flow and water resources in the Iberian Peninsula. *International Journal of Climatology*, 24, 925–944.

Tullot, F., 1988. *Historia del clima en España*. Meteorología, I.N.d., Madrid.

Uvo, C., 2003. Analysis and regionalization of northern European winter precipitation based on its relationship with the North Atlantic oscillation. *International Journal of Climatology*, 23, 1185–1994.

Van Aalst, M.K., 2006. The impacts of climate change on the risk of natural disasters. *Disasters*, 30, 5–18.

Van Loon, H. and Madden, R., 1981. The southern oscillation. Part 1: global associations with pressure and temperature in the northern winter. *Monthly Weather Review*, 104, 1354–1361.

Vicente-Serrano, S.M., Lasanta, T. and Romo, A., 2004. Analysis of the spatial and temporal evolution of vegetation cover in the Spanish Central Pyrenees, the role of human management. *Environmental Management*, 34, 802–818.

Vide, F.J.M. and Belmonte, D.F., 2001. El índice NAO y la precipitación mensual en la España peninsular. *Investigaciones geográficas*, 26, 41–58.

Villarini, G., Smith, J.A. and Napolitano, F., 2010. Nonstationary modeling of a long record of rainfall and temperature over Rome. *Advances in Water Resources*, 33, 1256–1267.

Villarini, G., Serinaldi, F., Smith, J.A. and Krajewski, W.F., 2009a. On the stationarity of annual flood peaks in the continental United States during the 20th century. *Water Resources Research*, 45, 1–17.

Villarini, G., Smith, J.A., Serinaldi, F., Bales, J., Bates, P.D. and Krajewski, W.F., 2009b. Flood frequency analysis for nonstationary annual peak records in an urban drainage basin. *Advances in Water Resources*, 32, 1255–1266.

Von Storch, H., 1995. Misuses of statistical analysis in climate research. *Analysis of Climate Variability: Applications of Statistical Techniques*. Von Storch, H., Navarra, A., Springer-Verlag, 11–26.

Von Storch, H. and Hannoschock, G., 1986. Statistical aspects of estimate principal vectors (EOF's) based on small samples sizes. *Journal of Climatology Applied Meteorology*, 24, 716–724.

Von Storch, H., Burger, G., Schnur, J. and Von Storch, J., 1995. Principal oscillation patterns: A review. *Journal of Climate*, 8.

Walker, G.T., 1924. Correlations in seasonal variations of weather. *XI Mem. India Meteor. Dept.*, 24, pp. 75–131.

Walker, G.T. and Bliss, E.W., 1932. World Weather V. *Royal Meteorological Society*, 53–84.

Wang, B., Wu, R. and Fu, X., 2000. Pacific–East Asia teleconnection: how does ENSO affect East Asian climate. *Journal of Climate*, 13, 1517–1536.

Waylen, P. and Woo, M., 1982. Prediction of annual floods generated by mixed processes. *Water Resources Research*, 18, 35–45.

Waylen, P. and Poveda, G., 2002. El Niño–Southern Oscillation and aspects of western South American hydro-climatology. *Hydrological Processes*, 16, 1247–1260.

Waylen, P.R. and Caviedes, C.N., 1986. El Niño and annual floods on the Peruvian littoral. *Journal of Hydrology*, 89, 141–156.

Wedbrow, C., Wilby, R., Fox, H. and O'Hare, G., 2002. Prospects for seasonal forecasting of summer drought and low river flow in England and Wales. *International Journal of Climatology*, 22.

Wilby, R., 1993. Evidence of ENSO in the synoptic climate of the British Isles since 1880. *Weather*, 48, 234–239.

- Wilby, R., Wedgbrow, C. and Fox, R., 2004. Seasonal predictability of the summer hydrometeorology of the River Thames, UK. *Journal of Hydrology*, 295, 1-16.
- Wilson, D., Hisdal, H. and Lawrence, D., 2010. Has streamflow changed in the Nordic countries? – Recent trends and comparisons to hydrological projections. *Journal of Hydrology*, 394, 334-346.
- Wu, H., Soh, L.-K., Samal, A. and Chen, H., 2008. Trend analysis of streamflow drought events in Nebraska. *Water Resources Management*, 22, 145-164.
- Xu, K., Milliman, J.D. and Xu, H., 2010. Temporal trend of precipitation and runoff in major Chinese Rivers since 1951. *Global Planet. Change*, 73.
- Xu, Z., Takeuchi, K. and Ishidaira, H., 2004. Correlation between El Niño–Southern Oscillation (ENSO) and precipitation in South-east Asia and the Pacific region. *Hydrological Processes*, 18, 107-123.
- Ye, H., Yang, D., Zhang, T., Zhang, X., Ladochy, S. and Ellison, M., 2004. The impact of climatic conditions on seasonal river discharges in Siberia. *Journal of Hydrometeorology*, 5, 86-95.
- Yi, H., Bardossy, A. and Brommundt, J., 2006. Non-stationarity flood frequency analysis southern Germany. Philadelphia, USA: in: Proceedings of the 7 th International Conference on HydroScience and Engineering, 10-13.
- Yu, S. and Moyeed, R., 2001. Bayesian quantile regression. *Statistics and Probability Letters*, 54, 437-447.
- Yu, S. and Wang, C., 2002. Applicability of prewhitening to eliminate the influence of serial correlation on the Mann–Kendall test. *Water Resources Research*, 38, 4-1 - 4-7.
- Yue, S., Pilon, P. and Phinney, B., 2003. Canadian streamflow trend detection: Impacts of serial and cross-correlation. *Hydrological Sciences Journal*, 48, 51-63.
- Yue, S., Pilon, P., Phinney, B. and Cavadias, G., 2002. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. *Hydrological Processes*, 16, 1807-1829.
- Zhang, Q., Xu, C., Jiang, T. and Wu, Y., 2007. Possible influence of ENSO on annual maximum streamflow of the Yangtze River, China. *Journal of Hydrology*, 333, 265-274.
- Zhang, X. and Zwiers, F., 2004. Comment on “applicability of prewhitening to eliminate the influence of serial correlation on the Mann–Kendall test”. *Water Resources Research*, 40, 1-5.
- Zhang, X., Harvey, K., Hogg, W. and Yuzyk, T., 2001. Trends in Canadian streamflow. *Water Resour. Res.*, 37, 87-98.
- Zhou, S., Miller, A.J., Wang, J. and Angell, J.K., 2001. Trends of NAO and AO and their associations with stratospheric processes. *Geophysical Research Letters*, 28, 4107-4110.
- Zorita, E., Kharin, V. and Von Storch, H., 1992. The atmospheric circulation and sea surface temperature in the North Atlantic area in winter: Their interaction and relevance for Iberian precipitation. *Journal of Climate*, 5, 1097-1108.

Anejo A

No	Est.	Lon.	Lat.	Régimen	Corriente	Confed.	Región
1	1080	579197	4786842	Modificado	Oria	Cantábrico	Norte
2	1295	327313	4802165	Alterado	Sella	Cantábrico	Norte
3	1353	211993	4788569	Natural	Narcea	Cantábrico	Norte
4	1358	240417	4804161	Alterado	Pigüeña	Cantábrico	Norte
5	1427	164597	4815273	Natural	EO	Cantábrico	Norte
6	1621	128133	4771346	Natural	Miño	Miño-Sil	Norte
7	1734	186540	4703034	Natural	Cabrera	Miño-Sil	Norte
8	1765	132427	4721349	Alterado	Cabe	Miño-Sil	Norte
9	2000	520185	4640180	Natural	Revinuesa	Duero	Central
10	2002	545390	4627600	Alterado	Duero	Duero	Central
11	2015	361105	4603005	Alterado	Duero	Duero	Central
12	2029	396810	4663380	Alterado	Pisuerga	Duero	Central
13	2030	457915	4656125	Natural	Arlanza	Duero	Central
14	2043	363795	4622535	Alterado	Pisuerga	Duero	Central
15	2046	355790	4501485	Natural	Adaja	Duero	Central
16	2052	391910	4519790	Alterado	Moros	Duero	Central
17	2054	338985	4596727	Alterado	Duero	Duero	Central
18	2056	352357	4594918	Alterado	Adaja	Duero	Central
19	2062	298767	4598960	Alterado	Duero	Duero	Central
20	2074	281700	4650500	Alterado	Esla	Duero	Central
21	2076	262430	4732075	Natural	Omañas	Duero	Central
22	2082	271646	4660092	Natural	Eria	Duero	Central
23	2104	333410	4725375	Natural	Cea	Duero	Central
24	2108	357670	4750860	Alterado	Carrion	Duero	Central
25	3001	590474	4494474	Natural	Tajo	Tajo	Central
26	3002	425416	4522284	Natural	Lozoya	Tajo	Central
27	3005	535075	4505319	Natural	Tajo	Tajo	Central
28	3052	456875	4471956	Alterado	Jarama	Tajo	Central
29	3060	506887	4533675	Alterado	Henares	Tajo	Central
30	3062	464370	4479095	Alterado	Henares	Tajo	Central
31	3070	436715	4479240	Alterado	Manzanares	Tajo	Central
32	3082	483590	4461810	Alterado	Tajuña	Tajo	Central
33	3147	220681	4431067	Alterado	Jerte	Tajo	Central
34	3161	325878	4446776	Natural	Tietar	Tajo	Central
35	3182	255010	4489462	Natural	Alagón	Tajo	Central
36	4008	403400	4305701	Alterado	Guadiana	Guadiana	Central
37	4014	257696	4322945	Alterado	Guadiana	Guadiana	Central
38	4201	493119	4388272	Natural	Ciguela	Guadiana	Central
39	5004	429897	4204611	Alterado	Guadalquivir	Guadalquivir	Central
40	5029	431516	4203479	Alterado	Guadalbullon	Guadalquivir	Central
41	5045	396508	4115136	Alterado	Genil	Guadalquivir	Central
42	5047	342609	4139917	Alterado	Genil	Guadalquivir	Central
43	5069	368935	4204315	Alterado	Guadalquivir	Guadalquivir	Central

* Est.=Estación; Lon. = Longitud; Lat.=Latitud; Confed.= Confederación

Tabla A-1. Estaciones hidrométricas seleccionadas para el estudio.

No	Est.	Lon.	Lat.	Régimen	Corriente	Confed.	Región
44	7001	569160	4250280	Alterado	Segura	Segura	Mediterránea
45	7006	626400	4233400	Alterado	Segura	Segura	Mediterránea
46	7016	637424	4233573	Alterado	Segura	Segura	Mediterránea
45	7006	626400	4233400	Alterado	Segura	Segura	Mediterránea
46	7016	637424	4233573	Alterado	Segura	Segura	Mediterránea
47	7018	648774	4221692	Alterado	Segura	Segura	Mediterránea
48	7029	699930	4218355	Alterado	Segura	Segura	Mediterránea
49	8018	658720	4411888	Alterado	Guadalviar	Júcar	Mediterránea
50	8025	714527	4377811	Alterado	Turia	Júcar	Mediterránea
51	8028	671349	4498136	Natural	Alfambra	Júcar	Mediterránea
52	8030	689692	4448508	Natural	Mijares	Júcar	Mediterránea
54	8042	703650	4333570	Alterado	Júcar	Júcar	Mediterránea
55	8089	723807	4341072	Alterado	Júcar	Júcar	Mediterránea
56	8090	610230	4422140	Natural	Cabriel	Júcar	Mediterránea
57	8091	561000	4411800	Natural	Júcar	Júcar	Mediterránea
58	8107	576128	4379647	Alterado	Júcar	Júcar	Mediterránea
59	8112	664480	4347800	Alterado	Cabriel	Júcar	Mediterránea
60	8129	578738	4368808	Alterado	Júcar	Júcar	Mediterránea
61	9002	607902	4670804	Alterado	Ebro	Ebro	Mediterránea
62	9003	586644	4692045	Natural	Ega	Ebro	Mediterránea
63	9013	776307	4678241	Alterado	Esera	Ebro	Mediterránea
64	9018	700817	4717118	Natural	Aragón	Ebro	Mediterránea
65	9022	866536	4699087	Natural	Valira	Ebro	Mediterránea
66	9025	785454	4594800	Alterado	Segre	Ebro	Mediterránea
67	9026	413877	4758537	Alterado	Ebro	Ebro	Mediterránea
68	9030	722311	4513402	Natural	Guadalope	Ebro	Mediterránea
69	9038	526047	4705367	Alterado	Najerilla	Ebro	Mediterránea
70	9040	753313	4703003	Natural	Ara	Ebro	Mediterránea
71	9050	502460	4709966	Natural	Tiron	Ebro	Mediterránea
72	9059	685574	4682474	Alterado	Gallego	Ebro	Mediterránea
73	9061	684410	4716466	Natural	Subordan	Ebro	Mediterránea
74	9062	681568	4725166	Natural	Veral	Ebro	Mediterránea
75	9063	663000	4722000	Natural	Esca	Ebro	Mediterránea
76	9071	579083	4724990	Natural	Ega 1	Ebro	Mediterránea
77	9074	508565	4725201	Alterado	Zadorra	Ebro	Mediterránea
78	9083	855163	4668850	Alterado	Segre	Ebro	Mediterránea
79	9093	465605	4731645	Natural	Oca	Ebro	Mediterránea
80	9096	816451	4634016	Alterado	Segre	Ebro	Mediterránea
81	9101	646828	4719928	Alterado	Aragón	Ebro	Mediterránea
82	9111	858548	4684601	Natural	Segre	Ebro	Mediterránea
83	9120	565478	4696449	Alterado	Ebro	Ebro	Mediterránea
84	9123	693373	4697534	Alterado	Gallego	Ebro	Mediterránea
85	9159	615391	4744456	Alterado	Arga	Ebro	Mediterránea

* Est.=Estación; Lon. = Longitud; Lat.=Latitud; Confed.= Confederación

Tabla A-1. continúa.

Anejo B

Estación	θ_1	θ_2	Estación	θ_1	θ_2
1427	371.90	240.61	5047	176.79	159.69
1734	213.60	126.79	7006	117.78	84.19
2002	144.28	111.59	7029	115.47	71.70
2015	286.01	205.23	8032	189.99	153.20
2046	97.44	67.60	8090	94.08	80.60
2052	63.89	49.95	9002	2526.86	996.65
3005	207.39	165.41	9018	184.11	89.51
4014	1439.36	1345.32	9071	179.67	70.82
5004	589.82	628.31	9096	705.79	919.69
5029	86.17	67.55	9111	367.79	338.23

Tabla B-1. Valores de los parámetros estacionarios para la distribución Gumbel.

Estación	θ_1	θ_2	Estación	θ_1	θ_2
1427	5.328	0.713	5047	4.404	0.790
1734	4.799	0.759	7006	4.315	0.499
2002	4.173	0.933	7029	3.906	1.132
2015	4.955	0.834	8032	4.424	0.987
2046	3.710	1.150	8090	3.713	0.979
2052	3.304	0.977	9002	7.560	0.422
3005	4.661	0.875	9018	4.835	0.532
4014	5.747	1.519	9071	4.863	0.499
5004	5.338	1.068	9096	5.553	0.914
5029	3.657	0.939	9111	5.270	0.640

Tabla B-2. Valores de los parámetros estacionarios para la distribución Lognormal $2p$.

Estación	θ_1	θ_2	Estación	θ_1	θ_2
1427	294.41	1.477	5047	122.92	1.225
1734	174.07	1.546	7006	97.41	1.772
2002	102.86	1.187	7029	84.12	1.130
2015	214.55	1.308	8032	134.65	1.168
2046	69.43	1.119	8090	65.06	1.175
2052	44.00	1.128	9002	2346.28	2.667
3005	158.34	1.377	9018	163.00	2.067
4014	666.43	0.724	9071	164.20	2.355
5004	352.32	1.002	9096	406.20	1.074
5029	60.94	1.196	9111	272.33	1.411

Tabla B-3. Valores de los parámetros estacionarios para la distribución Weibull.

Estación	θ_1	θ_2	Estación	θ_1	θ_2
1427	264.17	0.678	5047	113.94	0.777
1734	155.994	0.682	7006	85.95	0.515
2002	96.63	0.845	7029	80.59	0.923
2015	196.75	0.771	8032	127.21	0.867
2046	66.709	0.929	8090	61.32	0.850
2052	41.966	0.878	9002	2085.94	0.401
3005	144.33	0.755	9018	143.84	0.505
4014	827.25	1.258	9071	145.11	0.470
5004	351.90	0.958	9096	393.14	0.867
5029	57.124	0.834	9111	244.88	0.656

Tabla B-4. Valores de los parámetros estacionarios para la distribución Gamma $2p$.

Estación	θ_1	θ_2	θ_3	Estación	θ_1	θ_2	θ_3
1427	210.33	0.713	0.073	5047	73.04	0.773	-0.377
1734	155.42	0.683	0.978	7006	63.21	0.441	-1.610
2002	71.71	0.924	0.226	7029	126.45	0.619	3.393
2015	150.64	0.831	0.167	8032	109.80	0.925	0.604
2046	171.99	0.849	0.259	8090	54.26	0.896	0.659
2052	81.15	0.808	1.681	9002	2132.29	0.394	1.297
3005	144.85	0.753	1.018	9018	138.79	0.514	0.712
4014	339.03	1.515	0.066	9071	152.02	0.452	1.476
5004	231.95	1.058	0.188	9096	271.23	0.911	0.115
5029	48.08	0.892	0.519	9111	150.36	0.544	-1.564

Tabla B-5. Valores de los parámetros estacionarios para la distribución Gamma Generalizada.