



## ANEXO 1. ESTUDIO PLUVIOMÉTRICO



## Índice

<b>Índice de figuras</b> .....	<b>5</b>
<b>Introducción</b> .....	<b>10</b>
<b>A) Estudio pluviométrico a escala local</b> .....	<b>11</b>
<b>1. Fuente de datos</b> .....	<b>11</b>
<b>2. Precipitaciones máximas en 24 horas (<math>p_{24h}</math>)</b> .....	<b>11</b>
1.1. Modelo 1: Método clásico con series de máximos anuales ajustando los datos a la función de distribución Gumbel o General Extreme Value (GEV).....	14
1.2. Modelo 2: Método clásico con series de duración parcial con umbral de precipitación de 35 mm ajustando los datos a la función de distribución Gumbel o GEV. ....	19
1.3. Modelo 3: Método de Regionalización del Índice de Avenida utilizando series de máximos anuales, ajustando los datos a la función de distribución GEV .....	25
1.4. Modelo 4: Método de Regionalización por el Índice de avenida utilizando series de duración parcial con umbral de precipitación de 35 mm ajustando los datos a la función de distribución GEV. ....	31
1.5. Modelo 5: Método de regionalización del índice de avenida utilizando series de duración parcial con umbral de precipitación de 35 mm ajustando los datos a la función de distribución General Pareto ....	35
1.6. Modelo 6: Método de regionalización del índice de avenida utilizando series de duración parcial con umbral de precipitación de 24 mm ajustando los datos a la función de distribución GEV .....	37
1.7. Modelo 7: Método de Regionalización del índice de avenida utilizando series de duración parcial con umbral de precipitación de 24 mm ajustando los datos a la función de distribución General Pareto	42
1.8. Elección del modelo pluviométrico.....	43
1.9. Lluvia media sobre la cuenca .....	44
1.10. Distribución de la lluvia sobre la cuenca.....	46
1.11. Intensidad de la precipitación en función de su duración.....	47
1.12. Hietograma de cálculo.....	48
<b>B) Estudio pluviométrico a escala regional</b> .....	<b>50</b>
<b>1. Introducción</b> .....	<b>50</b>
<b>2. Fuente de datos</b> .....	<b>51</b>
<b>3. Metodología y fases del análisis regional de frecuencias</b> .....	<b>52</b>
3.1. Metodología .....	52
3.2. Fases del análisis regional de frecuencias .....	54
3.2.1 Filtrado de los datos de las observaciones .....	54
3.2.2 Identificación y validación de regiones homogéneas .....	55



3.2.3	Selección de la distribución regional de frecuencia.....	56
3.2.4	Estimación de los cuantiles regionales y locales de frecuencia.....	57
<b>4.</b>	<b>Software estadístico utilizado.....</b>	<b>57</b>
<b>5.</b>	<b>Estudio pluviométrico anual basado en <math>P_{24h}</math> (precipitación máxima diaria).....</b>	<b>58</b>
5.1.	Análisis con series de máximos anuales (AMS).....	58
5.1.1	Comprobación de la homogeneidad regional.....	58
a)	Test de Hosking and Wallis.....	58
b)	Test de Anderson-Darlig.....	59
5.1.2	Ajuste de una función de distribución triparamétrica.....	60
5.1.3	Precipitación diaria máxima ( $P_{24h}$ ).....	61
5.2.	Análisis con series de duración parcial (PDS).....	63
5.2.1	Introducción.....	63
5.2.2	Elección del umbral de precipitación.....	64
5.2.3	Comprobación de la homogeneidad regional.....	66
a)	Test de Hosking and Wallis.....	66
b)	Test de Anderson-Darlig.....	68
5.2.4	Ajuste de una función de distribución triparamétrica.....	69
5.2.5	Precipitación diaria máxima ( $P_{24h}$ ).....	70
5.3.	Elección de $P_{24h}$ .....	72
5.4.	Lluvia media sobre la cuenca.....	73
5.5.	Distribución de la lluvia sobre la cuenca.....	75
5.6.	Intensidad de la precipitación en función de la duración.....	77
5.7.	Hietograma de cálculo.....	78
<b>6.</b>	<b>Estudio pluviométrico basado en la precipitación estacional de origen tormentoso (<math>P_{tor}</math>)</b>	<b>80</b>
6.1.	Introducción y metodología.....	80
6.2.	Análisis con series de máximos anuales (AMS).....	83
6.2.1	Comprobación de la homogeneidad regional.....	83
a)	Test de Hosking and Wallis.....	83
b)	Test de Anderson-Darlig.....	84
6.2.2	Ajuste de una función de distribución triparamétrica.....	85
6.2.3	Precipitación tormentosa máxima (PTOR).....	86
6.3.	Análisis con series de duración parcial (PDS).....	87
6.3.1	Introducción.....	87
6.3.2	Selección del umbral de precipitación.....	87
6.3.3	Comprobación de la homogeneidad regional.....	89
a)	Test de Hosking and Wallis.....	89



## Diagnóstico, Análisis de Alternativas y Definición de Medidas de Actuación para Reducir el Riesgo de Inundación en el Municipio de Valdepeñas (Ciudad Real)

b) Test de Anderson-Darlig .....	90
6.3.4 Ajuste de una función de distribución triparamétrica .....	91
6.3.5 Precipitación tormentosa máxima ( $P_{tor}$ ).....	92
6.4. Elección de $P_{tor}$ .....	94
6.5. Lluvia media sobre la cuenca .....	95
6.6. Distribución de la lluvia sobre la cuenca.....	95
6.7. Intensidad de la precipitación en función de la duración .....	95
6.8. Hietograma de cálculo.....	96
<b>7. Hietogramas reales recogidos en la estación pluviométrica de Valdepeñas.....</b>	<b>98</b>



## Índice de figuras

Figura 1: Modelo 1. Estación de Valdepeñas. Comparación distribución GEV-Gumbel (EVI).....	17
Figura 2: Modelo 1. Estación de Alcubillas. Comparación distribución GEV-Gumbel (EVI).....	18
Figura 3: Modelo 2. Gráfico de Hill para fijar el umbral de excedencias .....	20
Figura 4: Modelo 2. Estación de Santa Cruz de Mudela. Comparación distribución GEV-Gumbel (EVI).....	24
Figura 5: Modelo 2. Estación de Alcubillas. Comparación distribución GEV-Gumbel (EVI).....	24
Figura 6: Modelo 2. Estación de San Carlos del Valle. Comparación distribución GEV-Gumbel (EVI) .....	25
Figura 7: Modelo 3. Gráfico de los coeficientes L-Kurtosis frente a L-Skew.....	28
Figura 8: Modelo 4. Gráfico de los coeficientes L-Kurtosis frente a L-Skew.....	33
Figura 9: Modelo 5. . Gráfico de los coeficientes L-Kurtosis frente a L-Skew.....	36
Figura 10: Modelo 6. Gráfico de los coeficientes L-Kurtosis frente a L-Skew.....	39
Figura 11: Modelo 6. Gráfico de los coeficientes L-CV frente a L-Skew .....	39
Figura 12: Delimitación de polígonos de Thiessen .....	44
Figura 13: Interpolación IDW en base a P24h de las 6 estaciones de estudio.....	45
Figura 14: Hietograma de cálculo. T=500.....	49
Figura 15: Gráfico de L-kurtosis vs L-Skewness (Anual- P <sub>24h</sub> -AMS) .....	60
Figura 16: Gráfico de Hill para fijar umbral de excedencias (Anual- P <sub>24h</sub> -PDS).....	64
Figura 17: Gráfico de la vida residual media para fijar umbral de excedencias (Anual- P <sub>24h</sub> -PDS) .....	65
Figura 18: Estabilidad de los parámetros de forma y escala al variar el umbral (Anual- P <sub>24h</sub> -PDS) .....	66
Figura 19: : Gráfico de L-kurtosis vs L-Skewness (Anual- P <sub>24h</sub> -PDS) .....	69
Figura 20: Delimitación de polígonos de Thiessen en la región (Anual- P <sub>24h</sub> -AMS) .....	73
Figura 21: Interpolación IDW de la P <sub>24h</sub> en la región .T=500 años (Anual- P <sub>24h</sub> -AMS).....	74
Figura 22: Gráfico del coeficiente corrector de precipitación areal “Ad hoc” .....	76
Figura 23: Hietograma de cálculo de duración 24 horas. T= 500 (Anual- P <sub>24h</sub> -AMS).....	79
Figura 24: Gráfico de L-kurtosis vs L-Skewness (Estacional- P <sub>10r</sub> -AMS).....	85
Figura 25: Gráfico de Hill para selección del umbral (Estacional- P <sub>10r</sub> -PDS).....	87
Figura 26: Gráfico de la vida residual media para fijar umbral de excedencias (Estacional- P <sub>10r</sub> -PDS).....	88
Figura 27: : Estabilidad de los parámetros de forma y escala al variar el umbral (Estacional- P <sub>10r</sub> -PDS).....	88
Figura 28: Gráfico de L-kurtosis vs L-Skewness (Estacional- P <sub>10r</sub> -PDS).....	91
Figura 29: : Hietograma de cálculo de duración 24 horas. T= 500 (Estacional- P <sub>10r</sub> -PDS).....	97
Figura 30: Hietograma 9 enero 1996.....	98
Figura 31: Hietograma 23 enero 1996.....	98
Figura 32: Hietograma 18 febrero 1992 .....	99
Figura 33: Hietograma 27 marzo 1992 .....	99
Figura 34: Hietograma 15 abril 2004 .....	99
Figura 35: Hietograma 24 mayo 1997 .....	100
Figura 36: Hietograma 18 mayo 2001 .....	100



<i>Figura 37: Hietograma 13 junio 1999.....</i>	<i>100</i>
<i>Figura 38: Hietograma agosto 1996.....</i>	<i>101</i>
<i>Figura 39: Hietograma 27 agosto 1997.....</i>	<i>101</i>
<i>Figura 40: Hietograma 12 octubre 2001.....</i>	<i>101</i>
<i>Figura 41: Hietograma 19 octubre 1994.....</i>	<i>102</i>
<i>Figura 42: Hietograma 11 octubre 2000.....</i>	<i>102</i>
<i>Figura 43: Hietograma 16 noviembre 1995.....</i>	<i>102</i>
<i>Figura 44: Hietograma 12 noviembre 1996.....</i>	<i>103</i>
<i>Figura 45: Hietograma 15 noviembre 2003.....</i>	<i>103</i>
<i>Figura 46: Hietograma 13 diciembre 1996.....</i>	<i>103</i>



## Índice de tablas

<i>Tabla 1: Estaciones pluviométricas del estudio pluviométrico a escala local.....</i>	<i>11</i>
<i>Tabla 2: Modelo 1. Test de bondad de ajuste a distribución Gumbel.....</i>	<i>14</i>
<i>Tabla 3: Modelo 1. Tests de bondad de ajuste a Gumbel Chi-square y Kormogorof-Smirnov .....</i>	<i>15</i>
<i>Tabla 4: Modelo 1. Tests de bondad de ajuste a GEV Chi-square y Kormogorof-Smirnov .....</i>	<i>15</i>
<i>Tabla 5: Modelo 1. Tests de bondad de ajuste a Gumbel Anderson-Darling .....</i>	<i>16</i>
<i>Tabla 6: Modelo 1. Tests de bondad de ajuste a GEV Anderson-Darling.....</i>	<i>16</i>
<i>Tabla 7: Modelo 1. Conclusiones de los tests.....</i>	<i>17</i>
<i>Tabla 8: Modelo 1. Cuantiles de <math>P_{máx. 24 h}</math> en las 6 estaciones .....</i>	<i>18</i>
<i>Tabla 9: Modelo 2. Test de bondad de ajuste a Gumbel de las 6 estaciones.....</i>	<i>20</i>
<i>Tabla 10: Modelo 2. Test de bondad de ajuste a Gumbel de Chi-square y Kormogorof-Smirnov .....</i>	<i>21</i>
<i>Tabla 11: Modelo 2. Test de bondad de ajuste a GEV de Chi-square y Kormogorof-Smirnov .....</i>	<i>21</i>
<i>Tabla 12: Modelo 2. Tests de bondad de ajuste a Gumbel de Anderson-Darling .....</i>	<i>21</i>
<i>Tabla 13: Modelo 2. Tests de bondad de ajuste a GEV de Anderson-Darling .....</i>	<i>22</i>
<i>Tabla 14: Modelo 2. Conclusiones de los tests.....</i>	<i>22</i>
<i>Tabla 15: Modelo 2. Correspondencia entre periodos de retorno AMS y PDS en las 6 estaciones.....</i>	<i>23</i>
<i>Tabla 16: Modelo 2. Cuantiles de <math>P_{máx. 24 h}</math> en las 6 estaciones consideradas .....</i>	<i>23</i>
<i>Tabla 17: Modelo 3. Resultados de los distintos Tests de homogeneidad regional.....</i>	<i>27</i>
<i>Tabla 18: Discordancia de Hosking and Wallis .....</i>	<i>27</i>
<i>Tabla 19: Modelo 3. Test de bondad de ajuste de.....</i>	<i>28</i>
<i>Tabla 20: Modelo 3. Obtención de los cuantiles locales de precipitación de las 6 estaciones.....</i>	<i>29</i>
<i>Tabla 21: Resultados de la rutina de Hosking.....</i>	<i>29</i>
<i>Tabla 22: Modelo 4. Resultados de los distintos tests de homogeneidad regional.....</i>	<i>31</i>
<i>Tabla 23: Modelo 4. Test de discordancia de Hosking.....</i>	<i>32</i>
<i>Tabla 24: : Modelo 4. Test de bondad de ajuste de .....</i>	<i>33</i>
<i>Tabla 25: Modelo 4. Obtención de los cuantiles locales de precipitación de las 6 estaciones.....</i>	<i>34</i>
<i>Tabla 26: Resultados de la rutina de Hosking .....</i>	<i>34</i>
<i>Tabla 27: Modelo 5. Test de bondad de ajuste de.....</i>	<i>36</i>
<i>Tabla 28: Modelo 5. Obtención de los cuantiles locales de precipitación de las 6 estaciones.....</i>	<i>37</i>
<i>Tabla 29: Modelo 6. Resultados de los distintos tests de homogeneidad regional.....</i>	<i>38</i>
<i>Tabla 30: Modelo 6. Test de discordancia de Hosking.....</i>	<i>38</i>
<i>Tabla 31: Modelo 6. Test de bondad de ajuste de.....</i>	<i>39</i>
<i>Tabla 32: Modelo 6. Obtención de los cuantiles locales de precipitación de las 6 estaciones.....</i>	<i>40</i>
<i>Tabla 33: Modelo 6. Resultados de la rutina de Hosking.....</i>	<i>40</i>
<i>Tabla 34: Modelo 7. Test de bondad de ajuste de.....</i>	<i>42</i>
<i>Tabla 35: Modelo 7. Obtención de los cuantiles locales de precipitación de las 6 estaciones.....</i>	<i>43</i>
<i>Tabla 36: Resumen de los modelos aceptados y rechazados.....</i>	<i>43</i>
<i>Tabla 37: Cuantiles de la precipitación máxima en 24 horas <math>P_{24h}</math> del modelo elegido.....</i>	<i>44</i>



Tabla 38: Precipitación media areal en la cuenca .....	46
Tabla 39: Precipitación areal corregida por la superficie de la cuenca (Témez) .....	46
Tabla 40: Precipitación caída en una duración D para distintos periodos de retorno .....	48
Tabla 41: Codificación de las estaciones meteorológicas del estudio regional .....	51
Tabla 42: L-momentos y Discordancia de las estaciones (Anual- $P_{24h}$ -AMS) .....	58
Tabla 43: Regional L-momentos (Anual- $P_{24h}$ -AMS) .....	59
Tabla 44: Parámetros distb. Kappa (Anual- $P_{24h}$ -AMS) .....	59
Tabla 45: Resultados H-test (Anual- $P_{24h}$ -AMS) .....	59
Tabla 46: Resultados test Anderson-Darlig (Anual- $P_{24h}$ -AMS) .....	59
Tabla 47: Resultados Z-test (Anual- $P_{24h}$ -AMS) .....	60
Tabla 48: Parámetros de la dist. GEV (Anual- $P_{24h}$ -AMS) .....	61
Tabla 49: Precipitación diaria máxima en las estaciones de la región (Anual- $P_{24h}$ -AMS) .....	62
Tabla 50: L-momentos y Discordancia de las 24 estaciones (Anual- $P_{24h}$ -PDS) .....	67
Tabla 51: L-momentos y Discordancia de las estaciones seleccionadas (Anual- $P_{24h}$ -PDS) .....	67
Tabla 52: Regional L-momentos coeficientes (Anual- $P_{24h}$ -PDS) .....	68
Tabla 53: Parámetros de la distribución regional Kappa (Anual- $P_{24h}$ -PDS) .....	68
Tabla 54: Resultados de los H-test (Anual- $P_{24h}$ -PDS) .....	68
Tabla 55: Resultados test Anderson-Darling (Anual- $P_{24h}$ -PDS) .....	68
Tabla 56: Resultados Z-test (Anual- $P_{24h}$ -PDS) .....	69
Tabla 57: Parámetros distribución Gen.Pareto (Anual- $P_{24h}$ -PDS) .....	70
Tabla 58: Relación entre periodos de retorno AMS-PDS (Anual- $P_{24h}$ -PDS) .....	70
Tabla 59: Precipitación diaria máxima en las estaciones de la región (Anual- $P_{24h}$ -PDS) .....	71
Tabla 60: Resultados. Precipitaciones máximas en Valdepeñas (Anual- $P_{24h}$ -AMS) .....	72
Tabla 61: Resultados. Precipitaciones máximas en Valdepeñas (Anual- $P_{24h}$ -PDS) .....	72
Tabla 62: Precipitación areal en la cuenca (Anual- $P_{24h}$ -AMS) .....	75
Tabla 63: Precipitación areal corregida (Anual- $P_{24h}$ -AMS) .....	76
Tabla 64: Valores de la precipitación caída en distintos tiempos del aguacero (Anual- $P_{24h}$ -AMS) .....	78
Tabla 65: Máximo nº de tormentas al mes. Estaciones meteorológicas de Ciudad Real capital .....	81
Tabla 66: Valores normales de variables meteorológicas .....	82
Tabla 67: L-momentos y Discordancia de las estaciones seleccionadas (Estacional - $P_{10r}$ - AMS) .....	83
Tabla 68: Regional L-momentos coeficientes (Estacional- $P_{10r}$ -AMS) .....	84
Tabla 69: Parámetros de la distribución regional Kappa (Estacional- $P_{10r}$ -AMS) .....	84
Tabla 70: Resultados del H-test (Estacional- $P_{10r}$ -AMS) .....	84
Tabla 71: Resultados del tests Anderson-Darling (Estacional- $P_{10r}$ -AMS) .....	84
Tabla 72: Resultado del Z-test (Estacional- $P_{10r}$ -AMS) .....	85
Tabla 73: Parámetros de la dist. GEV (Estacional- $P_{10r}$ -AMS) .....	86
Tabla 74: Precipitación tormentosa máxima en las estaciones de la región (Estacional- $P_{10r}$ -AMS) .....	86
Tabla 75: : L-momentos y Discordancia de las estaciones seleccionadas (Estacional- $P_{10r}$ -PDS) .....	89



## Diagnóstico, Análisis de Alternativas y Definición de Medidas de Actuación para Reducir el Riesgo de Inundación en el Municipio de Valdepeñas (Ciudad Real)

Tabla 76: Regional L-momentos coeficientes (Estacional- $P_{tor}$ -PDS).....	90
Tabla 77: : Parámetros de la distribución regional Kappa (Estacional- $P_{tor}$ -PDS).....	90
Tabla 78: : Resultados del H-test (Estacional- $P_{tor}$ -PDS).....	90
Tabla 79: Resultado del test de Anderson-Darling (Estacional- $P_{tor}$ -PDS).....	90
Tabla 80: Resultado del Z-test (Estacional- $P_{tor}$ -PDS) .....	91
Tabla 81: Parámetros de la dist. GEV (Estacional- $P_{tor}$ -PDS).....	92
Tabla 82: Relación entre periodos de retorno AMS-PDS (Estacional- $P_{tor}$ -PDS).....	92
Tabla 83: : Precipitación diaria máxima en las estaciones de la región (Estacional- $P_{tor}$ -PDS).....	93
Tabla 84: Resultados. $P_{tor}$ en Valdepeñas (Estacional- $P_{tor}$ -AMS) .....	94
Tabla 85: Resultados. $P_{tor}$ en Valdepeñas (Estacional- $P_{tor}$ -PDS).....	94
Tabla 86: $P_{tor}$ corregida por el coeficiente $K_{ap}$ (Estacional- $P_{tor}$ -PDS) .....	95
Tabla 87: Valores de la precipitación caída en distintos tiempos del aguacero (Estacional- $P_{tor}$ -PDS).....	96



## Introducción

El objetivo del presente estudio pluviométrico es obtener el hietograma de diseño necesario para aplicar el modelo hidrometeorológico utilizado para el cálculo del caudal de avenidas (HEC-HMS). Debido al carácter local de la zona de estudio, en el presente proyecto se ha realizado un esfuerzo especial por hallar el modelo estadístico que mejor represente su régimen pluviométrico evitando la utilización de modelos ya elaborados de escala nacional.

Por motivos de disponibilidad de los datos se han elaborado dos estudios pluviométricos: - El primero, denominado *Estudio pluviométrico a escala local*, ha sido confeccionado en primera instancia con los datos de la precipitación procedentes del Instituto Meteorológico nacional (IMN) de las 6 estaciones pluviométricas más cercanas al núcleo urbano de Valdepeñas. - El segundo estudio se denomina *Estudio pluviométrico a escala regional* que ha sido realizado con posterioridad con los datos de 24 estaciones pluviométricas seleccionadas por estar situadas en la Llanura Manchega, conformando a priori una región donde es previsible distribuciones de precipitación parecidas.

Debido a la separación temporal en la realización de estos dos estudios el software utilizado para facilitar los métodos de análisis se ha actualizado por lo cual la justificación y presentación de resultados varía de un estudio a otro. También pueden existir apartados repetidos debido a que la estructura de los estudios es independiente una de otra. No obstante se ha querido conservar la estructura original en cada estudio pues en conjunto enriquecen el análisis estadístico efectuado.



## A) Estudio pluviométrico a escala local

### 1. Fuente de datos

A continuación se presentan los pluviómetros seleccionados para confeccionar el análisis estadístico de la pluviometría. Estos pluviómetros han sido elegidos por su proximidad y distribución geográfica homogénea en torno a la zona de estudio, resultando un total de 6 estaciones pluviométricas. Los datos relativos a las precipitaciones diarias máximas utilizadas proceden del Instituto Nacional de Meteorología (I.N.M).

Estaciones Pluviométricas seleccionadas				
Código	Nombre de la Estación	Longitud (gms)	Latitud(gms)	Altitud (m)
4147C	Valdepeñas "Los Charcos"	03 23 34 W	38 46 26 N	695
4149A	Santa Cruz de Mudela	03 28 17 W	38 38 30 N	721
4144	Torrenueva	03 21 47 W	38 38 16 N	731
4139U	Alcubillas	03 08 02 W	38 45 16 N	801
4031	San carlos del Valle	03 14 02 W	38 50 40 N	753
4033	Villa Nueva de Franco	03 23 26 W	38 53 17 N	677

Tabla 1: Estaciones pluviométricas del estudio pluviométrico a escala local

Este primer estudio pluviométrico consta de las siguientes fases o apartados:

- Los valores de la precipitación máxima en 24 h
- La lluvia media sobre la cuenca
- La distribución de la lluvia sobre la cuenca
- La intensidad de las precipitaciones en función de la duración de las lluvias
- Establecimiento de hietogramas característicos, o de cálculo.

### 2. Precipitaciones máximas en 24 horas ( $P_{24 h}$ )

El estudio de las precipitaciones máximas diarias se ha llevado a cabo partiendo de los datos procedentes del Instituto Nacional de Meteorología referentes a las series históricas de lluvias diarias máximas mensuales de las seis estaciones pluviométricas seleccionadas: Valdepeñas, Santa Cruz de Mudela, Torrenueva, Alcubillas, San Carlos del Valle y Villanueva de Franco. Para las estaciones de Valdepeñas, Torrenueva, San Carlos del Valle y Villanueva de Franco se disponen datos desde 1968 hasta 2004 mientras que de la estación de Alcubillas sólo se disponen datos desde 1986.



Desde el punto de vista del análisis de series de datos pluviométricos se ha realizado un doble enfoque: Análisis de series de máximos anuales (AMS) y análisis de series de duración parcial (PDS). En estas últimas, para la elección de los umbrales se ha utilizado el gráfico de Hill.

Respecto a la metodología de estimación de los cuantiles de precipitación para diferentes periodos de retorno también se ha realizado un doble tratamiento: El primero consiste en el método clásico y mas extendido de ajustar individualmente cada serie mediante la función de distribución de Gumbel o mediante la función General Extreme Value (GEV). El segundo consiste en el método de regionalización del índice de avenida, que se ha analizado bajo las funciones de distribución General Pareto (GPAR) y GEV. De acuerdo con lo anterior, resultan siete modelos estadísticos a analizar:

- **Modelo 1:** Método clásico con series de máximos anuales ajustando los datos a la función de distribución Gumbel o GEV.
- **Modelo 2:** Método clásico con series de duración parcial con umbral de precipitación de 35 mm ajustando los datos a la función de distribución Gumbel o GEV.
- **Modelo 3:** Método de regionalización del índice de avenida utilizando series de máximos anuales ajustando los datos a la función de distribución GEV.
- **Modelo 4:** Método de regionalización del índice de avenida utilizando series de duración parcial con umbral de precipitación de 35 mm ajustando los datos a la función de distribución GEV.
- **Modelo 5:** Método de regionalización del índice de avenida utilizando series de duración parcial con umbral de precipitación de 35 mm ajustando los datos a la función de distribución General Pareto (GPAR).
- **Modelo 6:** Método de regionalización del índice de avenida utilizando series de duración parcial con umbral de precipitación de 24 mm ajustando los datos a la función de distribución GEV.
- **Modelo 7:** Método de regionalización del índice de avenida utilizando series de duración parcial con umbral de precipitación de 24 mm ajustando los datos a la función de distribución General Pareto (GPAR).



En los cuales se ha justificado según corresponda:

- La bondad de ajuste de la distribución empleada
- La homogeneidad de la región
- Los umbrales de excedencia

Los parámetros de las funciones de distribución de cada modelo se han ajustado mediante los estimadores de los L-momentos obtenidos por el método de momentos ponderados en probabilidad (PWM), que es actualmente el método mas utilizado para el ajuste de parámetros de funciones de distribución por ser el mas robusto.

Para comprobar la bondad de ajuste de cada distribución se han realizado los siguientes test:

- Test Chi-square en todos los casos
- Test Kormogorof-Smirnov en todos los casos
- Test Anderson –Darling en distribuciones biparamétricas
- Test Anderson –Darling con 1000 simulaciones por el método de Monte-Carlo Method, en distribuciones triparamétricas

Para comprobar la hipótesis de homogeneidad regional en los modelos estadísticos obtenidos con el Método de Regionalización del Índice de Avenida se han realizado los siguientes tests:

- Tests de homogeneidad de Anderson –Darling
- Tests de homogeneidad de Hosking - Wallis
- Tests de homogeneidad de Durbin – Knott
- Gráfico de L-Kurtosis o frente a L-Skew y gráfico del coeficiente L-Coeficiente de variación o frente a L-Skew

En donde:

L-Coeficiente de variación es  $\tau_2 = \lambda_2 / \lambda_1$

L-Skew es  $\tau_3 = \lambda_3 / \lambda_2$

L- Kurtosis es  $\tau_4 = \lambda_4 / \lambda_2$



siendo  $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_1, \lambda_2$  los L-momentos de 1º, 2º, 3º y 4º orden respectivamente.

De todos ellos se han obtenido los cuantiles para los periodos de retorno de 2, 5, 10, 25, 50, 100, 200 y 500 años, teniéndose en cuenta la equivalencia entre periodos de retorno en series de máximos anuales y periodos de retorno en series de duración parcial con el objeto de que sean comparables los resultados de los siete modelos.

### 1.1. Modelo 1: Método clásico con series de máximos anuales ajustando los datos a la función de distribución Gumbel o General Extreme Value (GEV)

En primer lugar realizamos un test de bondad de ajuste para decidir si los datos de la muestra de precipitaciones de cada estación se deben ajustar a la distribución biparamétrica Gumbel o a la triparamétrica G.E.V (General Extreme Value).

En el test realizado (David R. Maidment, Handbook of Hydrology), la hipótesis nula  $H_0$  ( la que se acepta o se rechaza) establece que la muestra se ajusta a una distribución de Gumbel, mientras que la hipótesis alternativa  $H_1$  establece que la muestra sigue una distribución GEV. El test compara el valor absoluto del estimador  $Z$  ( $Z_{estimator}$ ) con un valor crítico de éste ( $Z_{crit}$ ), de manera que si el valor absoluto del primero es mayor que el del segundo  $H_0$  queda rechazado con un nivel de significancia Alpha ( $\alpha$ ).

Donde:

$$Z_{estimator} = k \cdot \sqrt{\frac{n}{0,5633}}$$

$K$  = parámetro de forma de la distribución GEV de la muestra

$n$  = longitud de la muestra (nº de años de la serie de máximos anuales disponible)

$Z_{crit}$  = Valor estandarizado de  $\alpha/2$  ( $Z_{\alpha/2}$ )

estación	n	K	$Z_{estimator}$	Alpha(signif.)	$Z_{crit}$	Decision
Valdepeñas	37	-0,390	-3,1611	0,05	1,960	<b>Rejected</b>
S.C. Mudela	26	-0,189	-1,2872	0,05	1,960	<b>Accepted</b>
Torrenueva	35	0,024	0,1896	0,05	1,960	<b>Accepted</b>
Alcubillas	19	-0,151	-0,8791	0,05	1,960	<b>Accepted</b>
S.C del valle	37	-0,065	-0,5228	0,05	1,960	<b>Accepted</b>
V.N Franco	34	-0,214	-1,6602	0,05	1,960	<b>Accepted</b>

Tabla 2: Modelo 1. Test de bondad de ajuste a distribución Gumbel



El test da como resultado que todas las estaciones excepto la de Valdepeñas se ajustan mejor a la distribución de Gumbel. La estación de Valdepeñas se ajusta mejor a la distribución triparamétrica GEV. Se sigue por tanto este criterio ya que para tamaños de muestra pequeñas (como es el caso) es mas conveniente para obtener cuantiles de altos periodos de retorno, ajustar los datos a una distribución de dos parámetros que a una de tres, a no ser que se tenga la certeza que el tercer parámetro (K o parámetro de forma) no es aleatorio.

Se realizan a continuación los tests de bondad de ajuste Chi-square y Kormogorof-Smirnov de los datos muestrales a la distribución teórica propuesta. El primer cuadro muestra los resultados del test estableciéndose como  $H_0$  que los datos se ajustan a la distribución Gumbel mientras que en el segundo cuadro  $H_0$  establece que los datos se ajustan a la distribución GEV:

<b>Test: Chi-square and Kormogorof-Smirnov</b>						
H0.- Gumbel distribution						
H1.- No Gumbell distribution						
<b>Alpha = 0,05</b>						
site	Chi-square			Kormogorof-Smirnov		
	statistic value	p-value	Decision	statistic value	p-value	Decision
Valdepeñas	16,41	0,022	<b>Rejected</b>	0,23	0,032	<b>Rejected</b>
S.C. Mudela	8,46	0,294	<b>Accepted</b>	0,12	0,801	<b>Accepted</b>
Torrenueva	5,00	0,66	<b>Accepted</b>	0,07	0,969	<b>Accepted</b>
Alcubillas	10,05	0,186	<b>Accepted</b>	0,22	0,304	<b>Accepted</b>
S.C del valle	8,19	0,316	<b>Accepted</b>	0,09	0,879	<b>Accepted</b>
V.N Franco	5,53	0,596	<b>Accepted</b>	0,10	0,891	<b>Accepted</b>

Tabla 3: Modelo 1. Tests de bondad de ajuste a Gumbel Chi-square y Kormogorof-Smirnov

<b>Test: Chi-square and Kormogorof-Smirnov</b>						
H0.- GEV distribution						
H1.- No GEV distribution						
<b>Alpha = 0,05</b>						
site	Chi-square			Kormogorof-Smirnov		
	statistic value	p-value	Decision	statistic value	p-value	Decision
Valdepeñas	7,76	0,355	<b>Accepted</b>	0,11	0,712	<b>Accepted</b>

Tabla 4: Modelo 1. Tests de bondad de ajuste a GEV Chi-square y Kormogorof-Smirnov

Los tests Chi-square y Kormogorof-Smirnov confirman los resultados de test propuesto en el libro Handbook of Hydrology.



A continuación se realiza el test de bondad de ajuste de Anderson-Darling en todas las estaciones pluviométricas. El primer cuadro muestra los resultados del test estableciéndose como  $H_0$  que los datos se ajustan a la distribución Gumbel mientras que en el segundo cuadro  $H_0$  establece que los datos se ajustan a la distribución GEV:

$H_0$ : Gumbel dist. $H_1$ : No Gumbel dist	GOODNESS OF FIT TEST $\alpha = 0.05$			
	Anderson -Darling			
Site	A2	Prob A2	P-valor	decision
Valdepeñas	1.679	1.000	0.000	Rejected
S.C. Mudela	0.648	0.908	0.092	Accepted
Torrenueva	0.219	0.153	0.847	Accepted
Alcubillas	0.792	0.962	0.038	Rejected
S.C del Valle	0.293	0.368	0.632	Accepted
V.N Franco	0.525	0.815	0.185	Accepted

Tabla 5: Modelo 1. Tests de bondad de ajuste a Gumbel Anderson-Darling

$H_0$ : GEV dist. $H_1$ : No GEV dist	GOODNESS OF FIT TEST $\alpha = 0.05$			
	Anderson -Darling: Monte-Carlo Method 1000 sim			
Site	A2	Prob A2	P-valor	decision
Valdepeñas	0.381	0.710	0.290	Accepted
S.C. Mudela	0.315	0.661	0.339	Accepted
Torrenueva	0.199	0.283	0.717	Accepted
Alcubillas	0.514	0.939	0.061	Accepted
S.C del Valle	0.265	0.520	0.480	Accepted
V.N Franco	0.183	0.174	0.826	Accepted

Tabla 6: Modelo 1. Tests de bondad de ajuste a GEV Anderson-Darling

Los tests de de Anderson-Darling confirman los resultados de los tres tests anteriores para la estación de Valdepeñas y además rechaza que la distribución Gumbel en Alcubillas pero si acepta la distribución Gumbel en esta estación.

La conclusión de todos los tests de bondad de ajuste realizados se resume en el siguiente cuadro donde se establece la función de distribución que mejor se ajusta en cada estación:

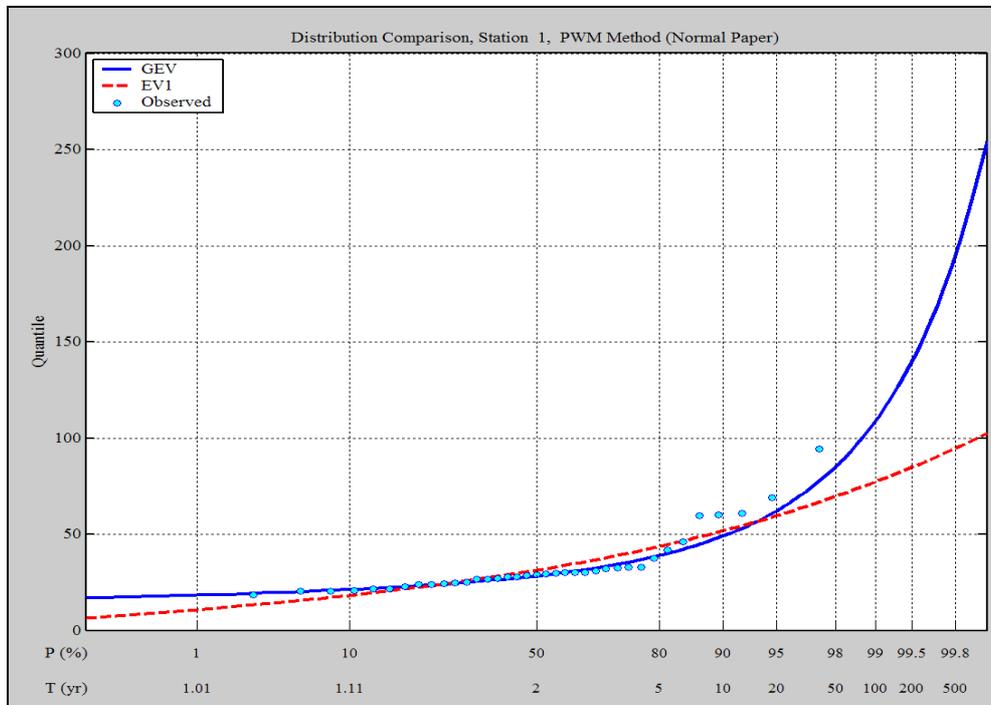
Estación	F.Distribución
Valdepeñas	GEV
S.C. Mudela	Gumbel
Torrenueva	Gumbel
Alcubillas	GEV



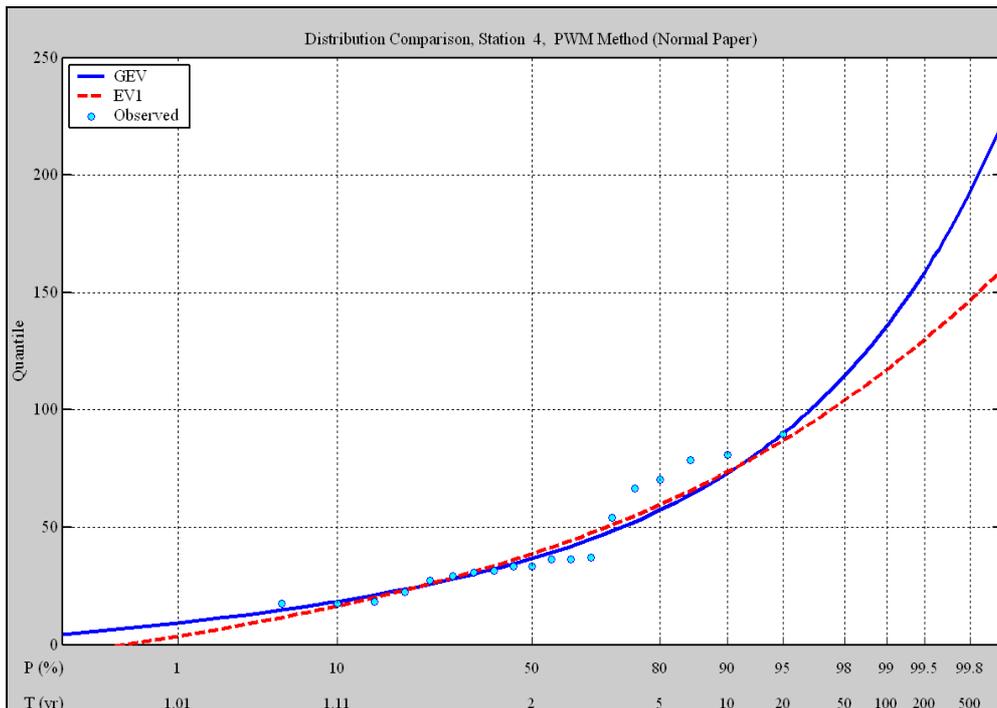
S.C del Valle	Gumbel
V.N Franco	Gumbel

**Tabla 7: Modelo 1. Conclusiones de los tests de bondad de ajuste a Gumbel y GEV**

En los gráficos siguientes, podemos ver como la distribución GEV ajusta mejor los datos muestrales que la distribución Gumbel en las estaciones de Valdepeñas y Alcubillas. Se observa que la distribución GEV sigue mejor datos de la cola de la derecha en la estación de Valdepeñas (gráfico superior) mientras que no está tan claro en Alcubillas (grafico inferior). En estos casos la distribución Gumbel infravalora los cuantiles mas extremos es decir los de mayor periodo de retorno estando en contra de la seguridad de la predicción de lluvias extremas.



**Figura 1: Modelo 1. Estación de Valdepeñas. Comparación distribución GEV-Gumbel (EV1)**



**Figura 2: Modelo 1. Estación de Alcubillas. Comparación distribución GEV-Gumbel (EV1)**

Una vez confirmadas las distribuciones que mejor se ajustan los datos de la muestra en cada estación, se procede a estimar los parámetros de cada distribución y se calculan los cuantiles para los periodos de retorno de 2,5,10,25,50,100,200 y 500 años. Los parámetros de las distribuciones de cada sitio se han ajustado mediante los estimadores “unbiased” de los L-momentos obtenidos por el método de momentos ponderados en probabilidad (PWM), que como ya se ha dicho es actualmente el método mas utilizado para ajustar los parámetros de las funciones de distribución.

En el cuadro siguiente podemos ver los cuantiles en cada estación para los periodos de retorno considerados:

Unbiased	GEV	Gumbel	Gumbel	GEV	Gumbel	Gumbel
T	Valdepeñas	S.C. Mudela	Torrenueva	Alcubillas	S.C del Valle	V.N Franco
2	28,40	34,73	29,84	36,73	34,48	34,72
5	39,01	47,79	39,06	57,32	46,51	47,68
10	49,10	56,43	45,16	73,02	54,47	56,25
25	66,91	67,36	52,88	95,60	64,53	67,09
50	85,09	75,46	58,60	114,57	72,00	75,13
100	108,82	83,50	64,28	135,51	79,41	83,11
200	139,86	91,52	69,94	158,69	86,79	91,06
500	196,08	102,09	77,41	193,26	96,53	101,54

**Tabla 8: Modelo 1. Cuantiles de  $P_{máx. 24 h}$  en las 6 estaciones**



### 1.2. Modelo 2: Método clásico con series de duración parcial con umbral de precipitación de 35 mm ajustando los datos a la función de distribución Gumbel o GEV.

Las series de duración parcial (PDS) se conforman extrayendo de la muestra aquellos datos que superan un determinado valor umbral. Las PDS tienen algunas ventajas sobre las series de máximos anuales (AMS). La principal si el valor umbral es considerado extremo, se garantiza que toda la serie de excedencias corresponde a valores extremos de la muestra.

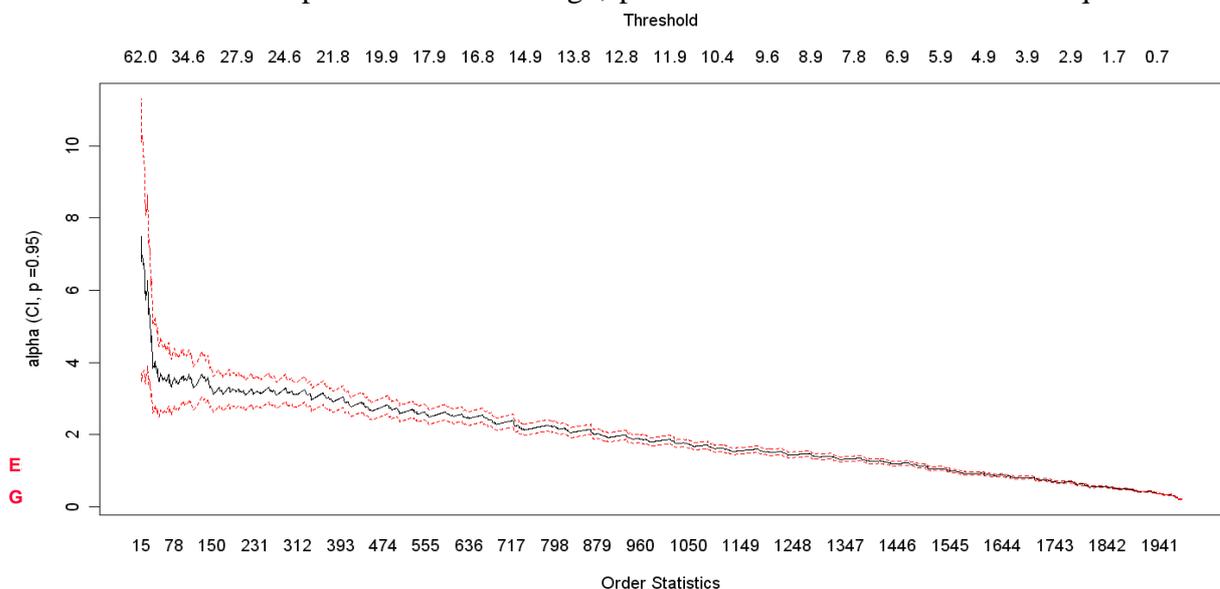
Esto no ocurre con las AMS ya que al considerarse únicamente el máximo anual y desechar los demás datos, puede ocurrir que en años lluviosos los episodios siguientes en importancia al máximo de este año sean mas extremos que los máximos anuales de otros años y sin embargo no son tenidos en cuenta en la muestra.

El principal problema de las PDS es precisamente la correcta elección del valor umbral pues cuanto mayor sea éste, más robusta será la cola de la derecha de la distribución real, pero en contrapartida, menor cantidad de datos muestrales nos quedarán para poder estimar los parámetros de la función de distribución teórica.

Para la elección del valor umbral existen varios métodos, uno de ellos es el gráfico de Hill. Para poder aplicarlo, en primer lugar debemos ordenar las variables muestrales ( $x_i$ ) en forma descendente. Luego debemos calcular el estimador de Hill para cada elemento de la siguiente manera:

$$H_n = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (\ln(x_i) - \ln(x_{k+1})) \quad k = 1, 2, \dots, n - 1$$

Por último debemos confeccionar un gráfico con los pares  $(k; (H_k)^{-1})$  y obtendremos un gráfico que comenzará a estabilizarse a partir de un rango de valores. El umbral que estamos buscando va a pertenecer a ese rango, pero el valor exacto seleccionado quedará a





criterio de quien esté utilizando el modelo. Lo que representa el gráfico de Hill es que conforme se incrementa  $k$ , la varianza del estimador va disminuyendo y el sesgo aumentando y, por tanto, es de prever que exista en el gráfico una zona intermedia para la cual se observe un relativo equilibrio entre ambas fuerzas y el estimador permanezca estable. Una vez seleccionado el umbral, debemos constituir una submuestra que contenga todos los valores que superen a ese umbral. Esta submuestra será la que debemos utilizar para estimar los valores de los parámetros de la función de distribución. A continuación se ha elaborado el gráfico de Hill con los 1985 máximos de precipitación mensual disponibles de las seis estaciones objeto del estudio estadístico:

**Figura 3: Modelo 2. Gráfico de Hill para fijar el umbral de excedencias**

Podemos ver en esta figura que el gráfico se estabiliza en torno al límite de 30 mm de precipitación. Finalmente, se elige como umbral de la serie de excedencias el valor de 35 mm de precipitación por las siguientes razones:

- Es la que corresponde al periodo de retorno de 2 años de las seis estaciones pluviométricas (en promedio), es decir, una precipitación puede considerarse cómo suceso extremo a partir de 35 mm.
- Pertenecer al entorno de valores de umbral deducidos por el gráfico de Hill.

Para decidir la función de distribución que mejor ajusta los datos (Gumbel o GEV) se ha procedido de igual manera que en el caso anterior, realizando en primer lugar el test propuesto en el Handbook of Hydrology cuyos resultados pueden observarse en la siguiente tabla:

site	n	K	Z(estimator)	Alpha(signif.)	Zcrit	decision
Valdepeñas	12	-0.095	-0.4370	0.05	1.960	Accepted
S.C. Mudela	22	-0.202	-1.2617	0.05	1.960	Accepted
Torrenueva	13	-0.068	-0.3282	0.05	1.960	Accepted
Alcubillas	10	-0.177	-0.7441	0.05	1.960	Accepted
S.C del Valle	27	-0.339	-2.3487	0.05	1.960	Rejected
V.N Franco	22	-0.235	-1.4684	0.05	1.960	Accepted

**Tabla 9: Modelo 2. Test de bondad de ajuste a Gumbel de las 6 estaciones**

En este caso se acepta la distribución Gumbel para todas las estaciones excepto para la de San Carlos del Valle de es rechazada aceptándose por consiguiente la distribución GEV en este sitio.



Respecto a los tests de bondad de ajuste de Chi-square y Kormogorof-Smirnov, los resultados son los siguientes:

Test: Chi-square and Kormogorof-Smirnov						
H0.- Gumbell distribution						
H1.- No Gumbell distribution			Alpha = 0.05			
site	Chi-square			Kormogorof-Smirnov		
	statistic value	p-value		statistic value	p-value	
Valdepeñas	8.00	0.333	Accepted	0.15	0.701	Accepted
S.C. Mudela	14.36	0.045	Rejected	0.17	0.521	Accepted
Torreueva	4.85	0.679	Accepted	0.11	0.997	Accepted
Alcubillas	10.80	0.148	Accepted	0.21	0.714	Accepted
S.C del Valle	13.00	0.072	Accepted	0.20	0.191	Accepted
V.N Franco	7.82	0.348	Accepted	0.13	0.723	Accepted

Tabla 10: Modelo 2. Test de bondad de ajuste a Gumbel de Chi-square y Kormogorof-Smirnov

Vemos en la tabla anterior que se rechaza también la distribución Gumbel en la estación de Santa Cruz de Mudela por el test Chi-square.

En el siguiente cuadro realizamos el test estableciendo como  $H_0$  que la muestra sigue una distribución GEV:

Test: Chi-square and Kormogorof-Smirnov						
H0.- GEV distribution						
H1.- No GEV distribution			Alpha = 0.05			
site	Chi-square			Kormogorof-Smirnov		
	statistic value	p-value		statistic value	p-value	
S.C. Mudela	5.64	0.583	Accepted	0.14	0.475	Accepted
S.C del Valle	6.48	0.485	Accepted	0.12	0.835	Accepted

Tabla 11: Modelo 2. Test de bondad de ajuste a GEV de Chi-square y Kormogorof-Smirnov

A continuación se realiza el test de bondad de ajuste de Anderson-Darling en todas las estaciones pluviométricas. El primer cuadro muestra los resultados del test estableciéndose como  $H_0$  que los datos se ajustan a la distribución Gumbel mientras que en el segundo cuadro  $H_0$  establece que los datos se ajustan a la distribución GEV:

H <sub>0</sub> : Gumbel dist. H <sub>1</sub> : No Gumbel dist	GOODNESS OF FIT TEST				α = 0.05
	Anderson -Darling				
Site	A2	Prob A2	P-valor	decision	
Valdepeñas	0.524	0.822	0.178	Accepted	
S.C. Mudela	1.107	0.994	0.006	Rejected	
Torreueva	0.298	0.379	0.621	Accepted	
Alcubillas	0.800	0.968	0.032	Rejected	
S.C del Valle	1.453	1.000	0.000	Rejected	
V.N Franco	0.588	0.872	0.128	Accepted	

Tabla 12: Modelo 2. Tests de bondad de ajuste a Gumbel de Anderson-Darling

H <sub>0</sub> : GEV dist.	GOODNESS OF FIT TEST				α = 0.05



H <sub>1</sub> : No GEV dist	Anderson -Darling: Monte-Carlo Method 1000 sim				
	Site	A2	Prob A2	P-valor	decision
	Valdepeñas	0.420	0.882	0.119	Accepted
	S.C. Mudela	0.714	0.976	0.024	Rejected
	Torrenueva	0.241	0.470	0.530	Accepted
	Alcubillas	0.628	0.974	0.026	Rejected
	S.C del Valle	0.504	0.876	0.124	Accepted
	V.N Franco	0.301	0.617	0.383	Accepted

Tabla 13: Modelo 2. Tests de bondad de ajuste a GEV de Anderson-Darling

El test de Anderson-Darling confirma los resultados de los test anteriores y amplía el rechazo de la distribución Gumbel en la estación de Alcubillas. Sin embargo, a diferencia de los test anteriores sigue rechazando la distribución GEV en S.C de Mudela y Alcubillas.

Como se verá mas adelante, las distribuciones GEV y Gumbel no son las más adecuadas para trabajar con series de excedencias por lo que su rechazo por los test de bondad de ajuste no resulta extraño. Fijándonos en los P-valores de los test podemos hacernos una idea de la seguridad con la que se acepta o se rechaza la hipótesis nula, de manera que cuanto mayor sea el P-valor se acepta H<sub>0</sub> con mayor confianza y cuanto menor sea, se rechaza H<sub>0</sub> con mayor seguridad. De acuerdo con esto y fijándonos en los resultados del test de Anderson-Darling vemos que el rechazo de la distribución Gumbel (P-valor = 0,032) está muy cerca del límite para ser aceptada (P-valor > 0,05) y además podemos comprobar que el rechazo de la distribución GEV en S.C de Mudela (P-valor = 0,024) y Alcubillas (P-valor = 0,026) también están cerca del límite por lo que considerando un nivel de significancia menor ( por ejemplo  $\alpha = 0,025$ ) H<sub>0</sub> no sería rechazada.

En consecuencia y teniendo conciencia de los resultados adversos del test de Anderson-Darling (esto será uno de los condicionantes para desechar este modelo mas adelante), se elijen las siguientes distribuciones teóricas para cada estación:

Estación	F.Distribución
Valdepeñas	Gumbel
S.C. Mudela	GEV
Torrenueva	Gumbel
Alcubillas	Gumbel
S.C del Valle	GEV
V.N Franco	Gumbel

Tabla 14: Modelo 2. Conclusiones de los tests de bondad de ajuste a Gumbel y GEV

Para poder comparar los cuantiles arrojados por modelos ajustados en base a series de máximos anuales y por modelos ajustados en base a series de excedencias es preciso



establecer una correspondencia entre periodos de retorno de los dos tipos de series, que depende del ratio de excedencias anuales sobre el umbral que se de en cada estación. En las estaciones del presente estudio la correspondencia es la siguiente:

T	Tp	Tp	Tp	Tp	Tp	Tp
	Valdepeñas	S.C. Mudela	Torrenueva	Alcubillas	S.C del Valle	V.N Franco
2	0.47	1.22	0.54	0.76	1.05	0.93
5	1.45	3.79	1.66	2.36	3.27	2.90
10	3.08	8.03	3.53	5.00	6.93	6.14
25	7.94	20.73	9.10	12.89	17.88	15.85
50	16.05	41.88	18.39	26.05	36.12	32.03
100	32.27	84.19	36.96	52.37	72.61	64.38
200	64.70	168.81	74.10	105.00	145.58	129.09
500	162.00	422.65	185.53	262.89	364.50	323.21

Tabla 15: Modelo 2. Correspondencia entre periodos de retorno AMS y PDS en las 6 estaciones

En donde:

T, es el periodo de retorno asociado a la serie de máximos anuales o AMS

Tp, es el periodo de retorno asociado a la serie de excedencias o PDS

Una vez corregidos los periodos de retorno de las series de excedencias de las seis estaciones, los cantiles resultantes asociados a los periodos de retorno de cálculo son los siguientes:

Unbiased	Gumbel	GEV	Gumbel	Gumbel	GEV	Gumbel
T	Valdepeñas	S.C. Mudela	Torrenueva	Alcubillas	S.C del Valle	V.N Franco
2	NA	36.78	NA	NA	NA	NA
5	43.72	49.78	41.93	54.68	44.98	50.38
10	58.82	57.90	49.11	69.71	52.18	59.13
25	73.70	69.50	56.58	86.65	63.73	69.25
50	83.95	79.45	61.78	98.70	74.84	76.51
100	93.87	90.76	66.84	110.48	88.74	83.64
200	103.64	103.68	71.83	122.13	106.21	90.69
500	116.46	123.71	78.37	137.45	136.52	99.98

Tabla 16: Modelo 2. Cuantiles de  $P_{\text{máx. 24 h}}$  en las 6 estaciones consideradas

Los valores NA ( Not Available) , son debidos a que las inversas de las funciones de distribución de Gumbel y GEV, que dan los cuantiles asociados a cada periodo de retorno Tp, no están definidas para valores de estos inferiores a un año.

En las siguientes figuras se muestran una comparación entre los gráficos de las funciones de distribución ajustadas a Gumbel (EVI) o GEV en las estaciones dónde los test de bondad de ajuste han rechazado la función tipo Gumbel: Santa Cruz de Mudela ( Station 2), Alcubillas (Station 4) y San Carlos del Valle (Station 5):

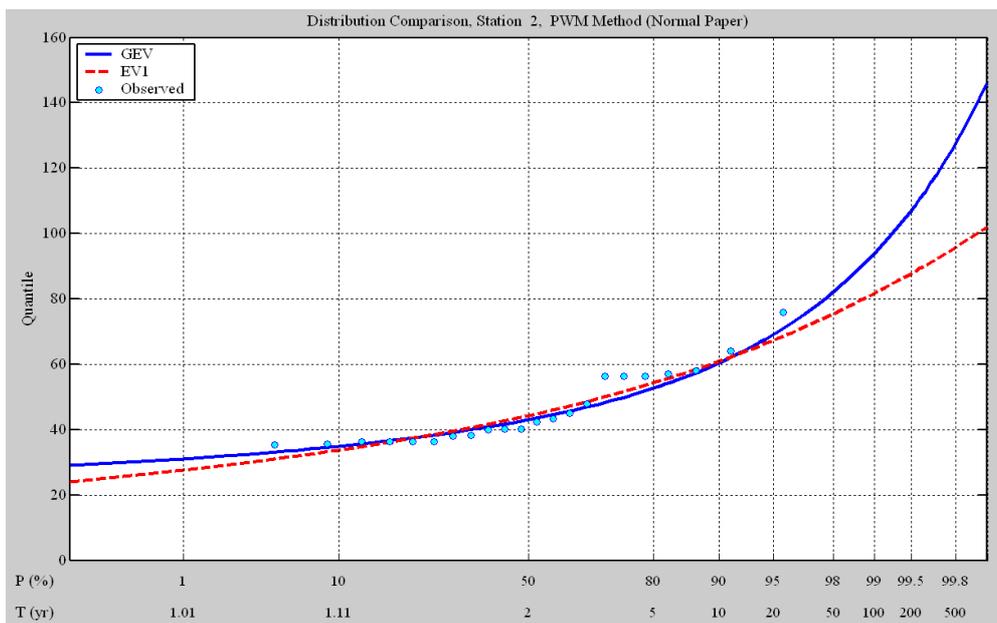


Figura 4: Modelo 2. Estación de Santa Cruz de Mudela. Comparación distribución GEV-Gumbel (EV1)

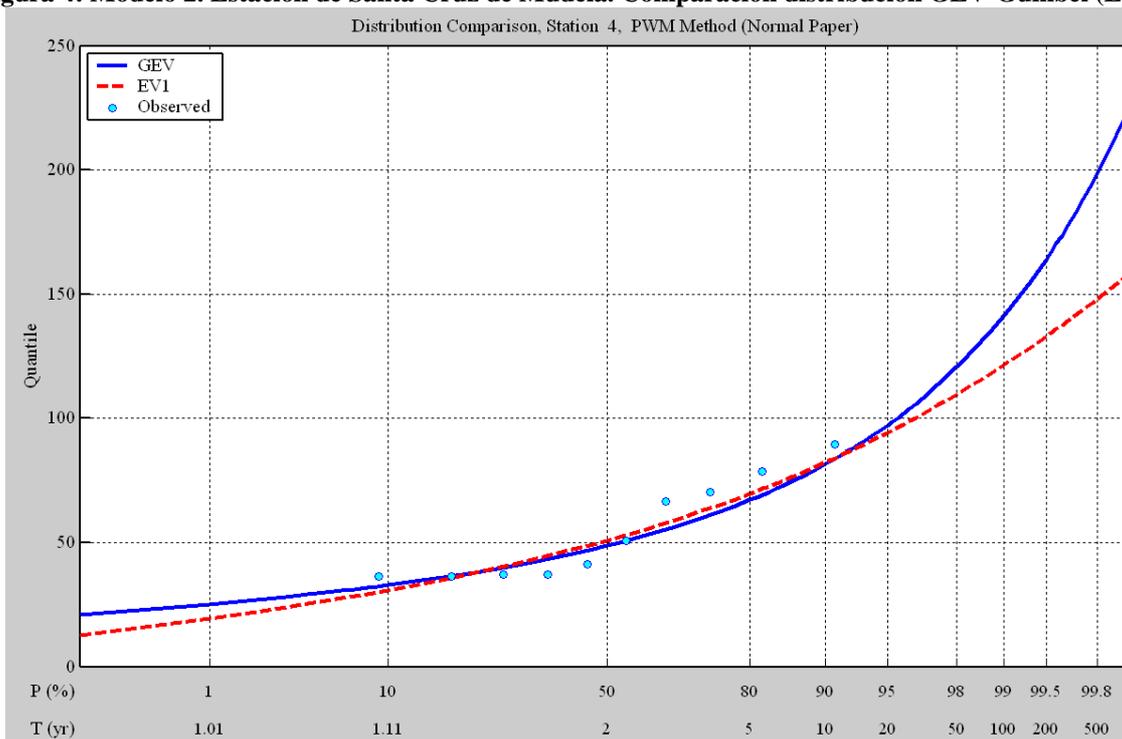


Figura 5: Modelo 2. Estación de Alcubillas. Comparación distribución GEV-Gumbel (EV1)

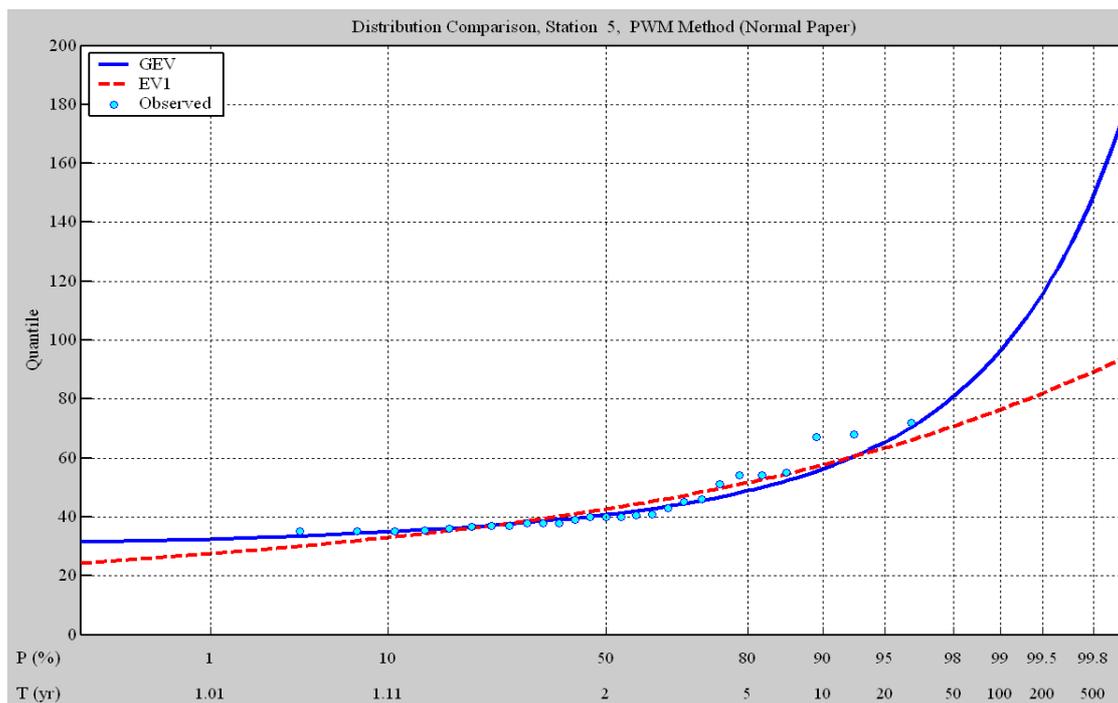


Figura 6: Modelo 2. Estación de San Carlos del Valle. Comparación distribución GEV-Gumbel (EV1)

### 1.3. Modelo 3: Método de Regionalización del Índice de Avenida utilizando series de máximos anuales, ajustando los datos a la función de distribución GEV

En los gráficos que comparan las distribuciones teóricas Gumbel y GEV de los modelos analizados anteriormente se puede comprobar que las precipitaciones obtenidas para un periodo de retorno de 500 años para una u otra distribución difieren en un factor (GEV/Gumbel) que oscila entre 1,4 y 2,5. En este caso la distribución Gumbel estaría del lado de la inseguridad en esas mismas proporciones.

Por otra parte la bondad del ajuste para periodos de retorno bajos y medios no garantiza que suceda lo mismo para altos periodos de retorno para los que en general no existen datos muestrales.

Por todo ello es preferible utilizar un método que sea robusto, es decir que los resultados obtenidos tengan cierto grado de insensibilidad al tipo de distribución teórica que se elija y por tanto arroje resultados razonables aunque se elija una distribución incorrecta. Para hacer esto, es preciso utilizar funciones de distribución triparamétricas pues éstas tienen la flexibilidad suficiente para adaptarse a los valores muestrales de las colas de la distribución (interesa sobre todo la cola de la derecha por contener los episodios mas extremos), de esta

Anexo 1



forma se evita la rigidez de las colas de las distribuciones biparamétricas como las distribuciones tipo Gumbel o Exponencial que puede ocasionar errores importantes del lado de la inseguridad como hemos visto.

El problema de las distribuciones triparamétricas es que sólo se deben emplear en los casos de disponer series de datos suficientemente largas de manera que no haya duda de que el parámetro de forma de la función es distinto de cero por causas ajenas al azar. En caso contrario es preferible emplear distribuciones biparamétricas pues al tener menos parámetros que estimar resulta mucho más robusta y por tanto sujeta a un menor error. En general es difícil encontrar series de máximos anuales superiores a 50 años por lo que la utilización de las distribuciones triparamétricas sería en muchos casos desaconsejable.

La regionalización es una técnica estadística que permite ampliar la longitud de los datos muestrales, en resumen, lo que se consigue mediante esta técnica es aumentar dicha longitud a partir de los datos de otras estaciones que conforman una región homogénea de forma que los datos distribuidos en el espacio sustituyan a los datos distribuidos en el tiempo. Al aumentar la longitud de la serie es entonces posible utilizar distribuciones triparamétricas y aprovechar la flexibilidad de estas para obtener unas mejores estimaciones.

En el presente trabajo se ha aplicado el “*Método de Regionalización del Índice de Avenida*” (Dalrymple, 1.960). En esencia, este método de regionalización supone que los datos extremos en un conjunto de estaciones o región, poseen distribuciones idénticas excepto por un factor de escala que es una constante para cada estación. Usualmente se emplea la precipitación media de cada estación como factor de escala aunque en muestras muy sesgadas es preferible utilizar la mediana. En el presente trabajo se ha empleado la media y se han cotejado los resultados con los que se obtienen empleando la mediana no observándose diferencias importantes.

El ajuste del modelo regional se ha realizado el método basado en los Momentos Ponderados en Probabilidad (PWM). A partir de los PWM se calculan los L-momentos y de éstos se obtienen los parámetros de la distribución.

Se hace hincapié en que la hipótesis fundamental en que se basa este método de regionalización es, que la forma de la distribución de la precipitación extrema es la misma en todas las estaciones de la región y sólo difieren en un factor de escala. Por ello es absolutamente necesario verificar previamente la hipótesis de homogeneidad de la región elegida para el análisis estadístico, que será lo que a continuación se realiza.



En la siguiente cuadro se puede comprobar los resultados de los tests de homogeneidad de la región formada por las seis estaciones elegidas para el presente estudio.

Test: Wiltshire		Test: Anderson-Darling Nº Simulaciones =1000		Test: Durbin and Knott		Test: Hosking and Wallis Nº Simulaciones =1000	
Alpha = 0.05		Alpha = 0.05		Alpha = 0.05			
H0.- Región homogenea H1.- No Región homog.		H0.- Región homogenea H1.- No Región homogenea		H0.- Región homogenea H1.- No Reg. homogenea		H1 < 1 Region homogenea H1 >2 Region heterogénea 1<H1<2 Posible.Heterog.	
statistic value	p-value	statistic value	p-value	statistic value	p-value	H1	H2
7.08	0.214	4.4708	0.867	1.6668302	0.1069482	0.2780885	0.3372077
	Accepted		Accepted		Accepted	Accepted	

Tabla 17: Modelo 3. Resultados de los distintos Tests de homogeneidad regional

Según A.Viglione, 2006 (A comparison of homogeneity test for regional frequency analysis)

:

- Si L-Skew regional < 0,23 ; utilizar el estimador H1 del test de Hosking and Wallis
- Si L-Skew regional > 0,23 ; utilizar el test Anderson-Darlig

En este modelo L-Skew regional arroja un valor de 0,2839 (ver “Regionals L-Moments” en pagina 19) por lo que siguiendo este criterio es preferible utilizar el test de Anderson-Darlig.

**Conforme a los resultados de los tests realizados la región puede considerarse homogénea.**

En el siguiente cuadro podemos observar el valor de la discordancia “D” definida por Hosking and Wallis en todas las estaciones de la región. Para un nº de estaciones igual a seis, la discordancia crítica tiene un valor de 1,648 si el valor de la discordancia de la estación es superior a la discordancia crítica debe suponerse que el sitio no debe formar parte de la región.

site	Discordancy
Valdepeñas	1.53
S.C Mudela	1.32
Torrenueva	1.03
Alcubillas	1.65
S.C del Valle	0.30
V.N de Franco	0.16

Tabla 18: Discordancia de Hosking and Wallis en las estaciones de la región

Se desprende de la tabla anterior que la estación de Alcubillas está en el límite para ser considerada discordante con la región. ( la altitud de Alcubillas es de 801 m, mientras que la media de las otras 5 estaciones es de 715 m).



A continuación se muestran el gráfico de los coeficientes L-Kurtosis frente a L-Skew. Este gráfico constituye un criterio alternativo para desechar aquellas estaciones cuyos coeficientes sean significativamente distintos a la media regional representada mediante un cuadrado negro en los gráficos. En el gráfico se observa que la media regional se sitúa cerca de la distribución GEV indicando con ello que esta es la función de distribución teórica triparamétrica que mejor se ajusta a la distribución regional.

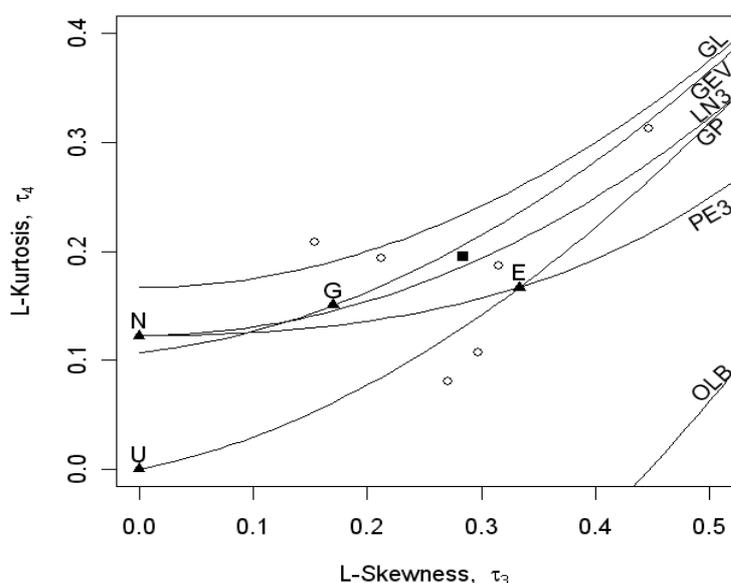


Figura 7: Modelo 3. Gráfico de los coeficientes L-Kurtosis frente a L-Skew

En el cuadro siguiente se muestran los resultados del test de bondad de ajuste de Anderson-Darling para análisis regional de frecuencias (A.Viglione) en donde la hipotética distribución teórica con la cual confrontar la distribución empírica es obtenida con el método de Monte-Carlo.

GOODNESS OF FIT TEST			$\alpha =$ 0.05
Anderson -Darling: Monte-Carlo Method			
A2	Prob A2	P-valor	decision
0.4806	0.876	0.124	Accepted

Tabla 19: Modelo 3. Test de bondad de ajuste de Anderson-Darling a dist. GEV. Método de Monte-Carlo

La hipótesis nula de este test es que los datos muestrales se ajustan a una distribución GEV y como vemos se acepta la hipótesis nula con un P-valor de 0.124



*En base a todo lo anterior se puede concluir que la región conformada por las series de máximos anuales de las seis estaciones del estudio ES HOMOGÉNEA (con la estación de Alcubillas en el límite de aceptación) y además que la distribución triparamétrica GEV (General Extreme Value) es la que mejor AJUSTA los datos de la región.*

Desarrollando el método del índice de avenida en la región considerada se obtienen los siguientes cuantiles locales de precipitación diaria máxima asociados periodos de retorno  $X_n(T)$  contemplados en el presente estudio pluviométrico:

CUANTILES REGIONALES OBTENIDOS CON LA FUNCIÓN DE DISTRIBUCIÓN GEV					Cuantiles locales					
					Valdep.	S.C Mudela	Torrenueva	Alcubillas	S.C Valle	V.N Franco
T	F	Ln(F)	(-Ln(F)) <sup>k</sup>	$\eta(T)$	X <sub>1</sub> (T)	X <sub>2</sub> (T)	X <sub>3</sub> (T)	X <sub>4</sub> (T)	X <sub>5</sub> (T)	X <sub>6</sub> (T)
2	0.5	-0.6931	1.0646	0.89653057	30.11	33.31	28.29	38.23	32.91	33.29
5	0.8	-0.2231	1.2918	1.24073186	41.67	46.10	39.15	52.90	45.55	46.07
10	0.9	-0.1054	1.4684	1.50814599	50.65	56.03	47.58	64.30	55.37	56.00
25	0.96	-0.0408	1.7264	1.8989031	63.77	70.55	59.91	80.96	69.72	70.51
50	0.98	-0.0202	1.9467	2.2325139	74.98	82.95	70.44	95.19	81.96	82.90
100	0.99	-0.0101	2.1931	2.60574468	87.51	96.81	82.21	111.10	95.67	96.76
200	0.995	-0.0050	2.4697	3.02459696	101.58	112.38	95.43	128.96	111.04	112.31
500	0.998	-0.0020	2.8886	3.65906521	122.89	135.95	115.45	156.01	134.34	135.87

Tabla 20: Modelo 3. Obtención de los cuantiles locales de precipitación de las 6 estaciones

Como complemento al análisis de homogeneidad regional y de la bondad de ajuste de la distribución propuesta, se muestran a continuación los resultados arrojados por las rutinas Fortran de Hosking and Wallis para el análisis regional de frecuencias implementadas en “R” por Alberto Viglione en el package “Non-supervised Regional Frequency Análisis”:

**RESULTADOS OBTENIDOS CON LA RUTINA FORTRAN DE HOSKING (Formato original)**

Tabla 21: Resultados de la rutina de Hosking

Estación	n	L-CV	L-SKEW	L-KURT	D(I)
Valdepeñas	37	0.2242118	0.4467880	0.31217996	1.5301065
S.C Mudela	26	0.2149482	0.2976305	0.10661010	1.3209259
Torrenueva	35	0.1787451	0.1545585	0.20811479	1.0333615
Alcubillas	19	0.3006762	0.2709768	0.08064421	1.6510718
S.C. Valle	37	0.2003705	0.2120577	0.19363699	0.3018979
V.N. Franco	34	0.2133213	0.3148523	0.18672928	0.1626363

**REGIONAL L-MOMENTS:**



Diagnóstico, Análisis de Alternativas y Definición de Medidas de Actuación para Reducir el Riesgo de Inundación en el Municipio de Valdepeñas (Ciudad Real)

L-CV	L-SKEW	L-KURT
0.2155322	0.2839296	0.1949582

\*\*\*\* HETEROGENEITY MEASURES \*\*\*\*

NUMBER OF SIMULATIONS = 1000  
 OBSERVED S.D. OF GROUP L-CV = 0.03233579  
 SIM. MEAN OF S.D. OF GROUP L-CV = 0.02970174  
 SIM. S.D. OF S.D. OF GROUP L-CV = 0.01037493  
 STANDARDIZED TEST VALUE H(1) = 0.2538868

OBSERVED AVE. OF L-CV / L-SKEW DISTANCE = 0.08780075  
 SIM. MEAN OF AVE. L-CV / L-SKEW DISTANCE = 0.08118799  
 SIM. S.D. OF AVE. L-CV / L-SKEW DISTANCE = 0.02497342  
 STANDARDIZED TEST VALUE H(2) = 0.2647921

OBSERVED AVE. OF L-SKEW/L-KURT DISTANCE = 0.1076263  
 SIM. MEAN OF AVE. L-SKEW/L-KURT DISTANCE = 0.1054668  
 SIM. S.D. OF AVE. L-SKEW/L-KURT DISTANCE = 0.03106620  
 STANDARDIZED TEST VALUE H(3) = 0.0695125

\*\*\*\* GOODNESS-OF-FIT MEASURES \*\*\*\*

NUMBER OF SIMULATIONS = 1000  
 GEN. LOGISTIC Z VALUE = 0.7993496  
 GEN. EXTREME VALUE Z VALUE = 0.02977768  
 GEN. NORMAL Z VALUE = -0.4912512  
 PEARSON TYPE III Z VALUE = -1.393794  
 GEN. PARETO Z VALUE = -1.995128

PARAMETER ESTIMATES FOR DISTRIBUTIONS

GEN. LOGISTIC	= 0.9032663	0.1880666	-0.2839296
GEN. EXTREME VALUE	= 0.7988242	0.2587956	-0.1699711
GEN. NORMAL	= 0.893156	0.3299222	-0.5925088
PEARSON TYPE III	= 1	0.4176386	1.705575
GEN. PARETO	= 0.5440555	0.5085767	0.1154356

La rutina de Hosking confirma :

- 1º- Que la región puede considerarse cómo homogénea puesto que  $H1 < 1$
- 2º.- Que la distribución que mejor ajusta los datos regionales es la GEV puesto que su “Z value” es inferior a 1,645 en valor absoluto y es con diferencia el menor de las cinco distribuciones analizadas.



Para mas detalles ver Hosking and Wallis (1997), “Regional frequency análisis: an approach based on L-momentes”.

#### 1.4. Modelo 4: Método de Regionalización por el Índice de avenida utilizando series de duración parcial con umbral de precipitación de 35 mm ajustando los datos a la función de distribución GEV.

Este modelo estadístico es similar al anterior pero se ha utilizado como datos muestrales los máximos mensuales de todas las estaciones que exceden el valor umbral de 35 mm de precipitación. Al igual que en el caso anterior lo primero que se comprueba es la homogeneidad de la región. En el siguiente cuadro podemos observar el resultado de los tests de homogeneidad:

Test: Wiltshire Alpha =0,05		Test: Anderson-Darling Nº Simulaciones =1000 Alpha = 0,05		Test: Durbin and Knott Alpha = 0,05		Test: Hosking & Wallis Nº Simulaciones =1000	
H0.- Región homogenea H1.- No Región homog.		H0.- Región homogenea H1.- No Región homogenea		H0.- Región homogenea H1.- No Región homogenea		H1 < 1 Region homogenea H1 >2 Region heterogenea 1<H1<2 Posible. Heterog.	
statistic value	p-value	statistic value	p-value	Stat. value	p-value	H1	H2
5,68	<b>0,338</b>	6,892	<b>0,008</b>	4,332	<b>0,4973173</b>	<b>(0,96-1,11)</b>	-1,0439
Accepted		Rejected		Accepted		Undef	

Tabla 22: Modelo 4. Resultados de los distintos tests de homogeneidad regional

Como ya se ha dicho A.Viglione, 2006 (A comparison of homogeneity test for regional frequency analysis) propone:

- Si L-Skew regional < 0,23 ; utilizar el estimador H1 del test de Hosking and Wallis
- Si L-Skew regional > 0,23 ; utilizar el test Anderson-Darlig

En este modelo L-Skew regional arroja un valor de 0,3157 (ver “Regionals L-Moments” en pagina 23) por lo que siguiendo este criterio es preferible utilizar el test de Anderson-Darlig.

Se comprueba que el test de Anderson-Darlig rechaza la hipótesis de homogeneidad regional ( $H_0$ ) y que el test de Hosking & Wallis tras varias ejecuciones del mismo arroja resultados comprendidos entre 0,96 y 1,11 por lo que queda indefinida la aceptación o rechazo de la hipótesis  $H_0$ , lo cual es coherente con la recomendación de A.Viglione ya que el coeficiente L-Skew regional es en este caso mayor que 0,23.



**Conforme a los resultados de los tests realizados la región NO puede considerarse homogénea.**

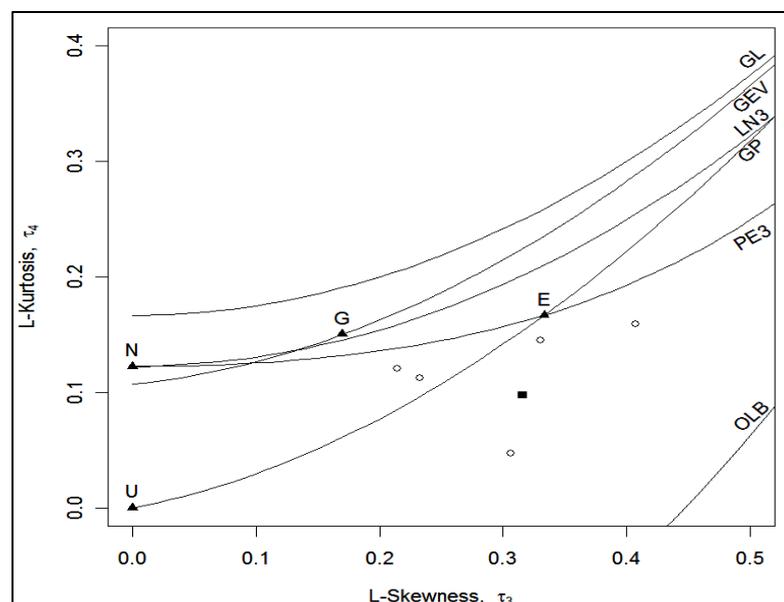
En el siguiente cuadro podemos observar el valor de la discordancia D de Hosking and Wallis de todas las estaciones de la región. Para un nº de estaciones igual a seis, la discordancia crítica tiene un valor de 1,648 si el valor de la discordancia de la estación es superior a la discordancia crítica debe suponerse que el sitio no debe formar parte de la región.

site	Discordancy
Valdepeñas	1.26
S.C Mudela	0.49
Torrenueva	1.28
Alcubillas	1.49
S.C del Valle	1.11
V.N de Franco	0.36

**Tabla 23: Modelo 4. Test de discordancia de Hosking**

En este caso los valores de la discordancia están todos por debajo del valor crítico.

En la siguiente figura se puede observar el gráfico de L- kurtosis frente L-Skew. Se comprueba que los valores de las estaciones se agrupan en torno a la distribución GP (General Pareto) estando la media regional (cuadrado negro) mas cerca de esta distribución que de la distribución GEV. Esto indica que la distribución GP ajusta mejor los datos de la muestra regional que la distribución GEV, que es la que se ha utilizado en este modelo.



Anexo 1



**Figura 8: Modelo 4. Gráfico de los coeficientes L-Kurtosis frente a L-Skew**

En el cuadro siguiente se muestran los resultados del test de bondad de ajuste de Anderson-Darling para análisis regional de frecuencias (A.Viglione) en donde la hipotética distribución teórica con la cual confrontar la distribución empírica es obtenida con el método de Monte-Carlo.

GOODNESS OF FIT TEST				$\alpha =$	0.05
Anderson -Darling: Monte-Carlo Method					
A2	Prob A2	P-valor	decision		
1.894	0.999	0.001	Rejected		

**Tabla 24: : Modelo 4. Test de bondad de ajuste de Anderson-Darling a dist. GEV. Método de Monte-Carlo**

La hipótesis nula de este test es que los datos muestrales se ajustan a una distribución GEV y vemos que es rechazada con un P-valor de 0.001.

*En base a todo lo anterior se puede concluir que la región conformada por las series de duración parcial con umbral de 35 mm de las seis estaciones del estudio ES HOMOGÉNEA pero la distribución triparamétrica GEV NO AJUSTA con la suficiente bondad, los datos de la región.*

Aunque al rechazarse la distribución teórica se rechaza este modelo, se ha seguido el proceso de regionalización hasta el cálculo de los cuantiles para poderlos comparar con los obtenidos en los otros modelos estadísticos. En el cuadro siguiente se muestran los cuantiles obtenidos:

CUANTILES REGIONALES OBTENIDOS CON LA DISTRIBUCIÓN GEV CON SERIES DE EXCEDENCIAS UMBRAL 35 MM		cuantiles regionales					
		Valdepeñas	S.C Mudela	Torrenueva	Alcubillas	S.C Valle	V.N Franco
T	Tp	X <sub>1</sub> (T)	X <sub>2</sub> (T)	X <sub>3</sub> (T)	X <sub>4</sub> (T)	X <sub>5</sub> (T)	X <sub>6</sub> (T)
2,0	0,81	N.A	N.A	N.A	N.A	N.A	N.A
5	2,53	52,93	45,37	44,63	53,44	43,56	46,70
10	5,35	62,86	53,88	53,01	63,47	51,74	55,47
25	13,81	76,75	65,78	64,72	77,49	63,16	67,72
50	27,91	88,68	76,01	74,78	89,54	72,99	78,25
100	56,10	102,32	87,70	86,28	103,31	84,21	90,28
200	112,48	118,02	101,16	99,52	119,17	97,14	104,14
500	281,63	142,64	122,26	120,28	144,02	117,39	125,86

Anexo 1



**Tabla 25: Modelo 4. Obtención de los cuantiles locales de precipitación de las 6 estaciones**

Nota: “N.A” es debido a que la inversa de la función de distribución no está definida para periodos de retorno inferiores a 1 año ( $T_p = 0,81$ ).

A continuación se muestran los resultados arrojados por las rutinas Fortran de Hosking and Wallis para el análisis regional de frecuencias implementadas en “R” por Alberto Viglione en el package “Non-supervised Regional Frequency Analysis”:

**RESULTADOS OBTENIDOS CON LA RUTINA FORTRAN DE HOSKING (Formato original)**

**Tabla 26: Resultados de la rutina de Hosking**

Station	N	L-CV	L-SKEW	L-KURT	D(I)
Valdepeñas	12	0.1787377	0.2322342	0.11235277	1.2641082
S.C Mudela	22	0.1324200	0.3064372	0.04727561	0.4918171
Torrenueva	13	0.1083164	0.2145853	0.12026441	1.2845417
Alcubillas	10	0.2120878	0.2885838	-0.10848472	1.4860334
S.C. Valle	27	0.1248200	0.4074398	0.15899073	1.1119078
V.N. Franco	22	0.1471385	0.3301347	0.14494253	0.3615918

**REGIONAL L-MOMENTS:**

L-CV	L-SKEW	L-KURT
0.14334218	0.31573313	0.09762615

**\*\*\*\*\* HETEROGENEITY MEASURES \*\*\*\*\***

NUMBER OF SIMULATIONS	= 500
OBSERVED S.D. OF GROUP L-CV	= 0.02921078
SIM. MEAN OF S.D. OF GROUP L-CV	= 0.02226087
SIM. S.D. OF S.D. OF GROUP L-CV	= 0.007204954
STANDARDIZED TEST VALUE H(1)	= 0.9646022
OBSERVED AVE. OF L-CV / L-SKEW DISTANCE	= 0.06026621
SIM. MEAN OF AVE. L-CV / L-SKEW DISTANCE	= 0.09217834
SIM. S.D. OF AVE. L-CV / L-SKEW DISTANCE	= 0.05265899
STANDARDIZED TEST VALUE H(2)	= -0.606015
OBSERVED AVE. OF L-SKEW/L-KURT DISTANCE	= 0.09092111
SIM. MEAN OF AVE. L-SKEW/L-KURT DISTANCE	= 0.1290141
SIM. S.D. OF AVE. L-SKEW/L-KURT DISTANCE	= 0.09644965
STANDARDIZED TEST VALUE H(3)	= -0.3949523

**\*\*\*\*\* GOODNESS-OF-FIT MEASURES \*\*\*\*\***

NUMBER OF SIMULATIONS = 500



GEN. LOGISTIC	Z VALUE = 2.060634
GEN. EXTREME VALUE	Z VALUE = 1.736855
GEN. NORMAL	Z VALUE = 1.438871
PEARSON TYPE III	Z VALUE = 0.9291688
GEN. PARETO	Z VALUE = 0.8276917

**PARAMETER ESTIMATES FOR DISTRIBUTIONS**

GEN. LOGISTIC	= 0.9291314	0.1209666	-0.3157331
GEN. EXTREME VALUE	= 0.8629743	0.1623261	-0.2149303
GEN. NORMAL	= 0.9217068	0.2115453	-0.6620527
PEARSON TYPE III	= 1	0.2833312	1.894542
GEN. PARETO	= 0.7075633	0.3041723	0.04013019

De los resultados de la rutina de Hosking se pueden extraer las siguientes conclusiones :

- 1º- Que la región no puede considerarse cómo homogénea puesto que  $H1 < 1$
- 2º.- Que el valor de la discordancia en cada estación es admisible puesto que ninguna supera el valor de 1,648
- 3º.- Que la distribución regional no puede ajustarse a una función tipo GEV puesto que su “Z value” no es inferior a 1,645 en valor absoluto.
- 4ª.- Que la distribución que mejor ajusta los datos es la General Pareto puesto que arroja el menor resultado en valor absoluto del “Z value”.

Por tanto, debe rechazarse que la distribución regional con series de duración parcial con umbral de 35 mm se ajusta a una función tipo GEV. En cambio si se ajusta a una función tipo General Pareto, modelo que se analizará mas adelante.

**1.5. Modelo 5: Método de regionalización del índice de avenida utilizando series de duración parcial con umbral de precipitación de 35 mm ajustando los datos a la función de distribución General Pareto**

En este modelo estadístico se elije como función de distribución teórica la General Pareto (GPAR). Hay razones de peso que recomiendan el uso de esta función con series de excedencias o de duración parcial. Ello se debe a la propiedad que tienen estas distribuciones llamada estabilidad frente al umbral. De acuerdo con esta propiedad, al variar el umbral, la distribución GPAR conserva el mismo parámetro de forma. Esta es una propiedad muy importante ya que una de las premisas en que se basa el análisis de frecuencias de eventos



extremos es que la distribución de probabilidad que explica el suceso extremo no debe variar en el tiempo ni en función de la magnitud de la variable.

Dado que los datos de la muestra son los mismos del modelo 4 (Método de regionalización del índice de avenida utilizando series de duración parcial con umbral de precipitación de 35 mm ajustando los datos a la función de distribución GEV), los resultados de los tests de homogeneidad de la región son los mismos que los hallados en dicho modelo, por lo que se acepta la hipótesis de de homogeneidad.

Se muestra a continuación el gráfico de los coeficientes L-kurtosis frente a L-asimetría para subrayar que según puede apreciarse en el mismo, la distribución General Pareto (GP en el gráfico) es más adecuada para ajustar las series de excedencias que la distribución GEV por situarse la media regional (cuadrado negro) mas cerca de la curva de la distribución GP.

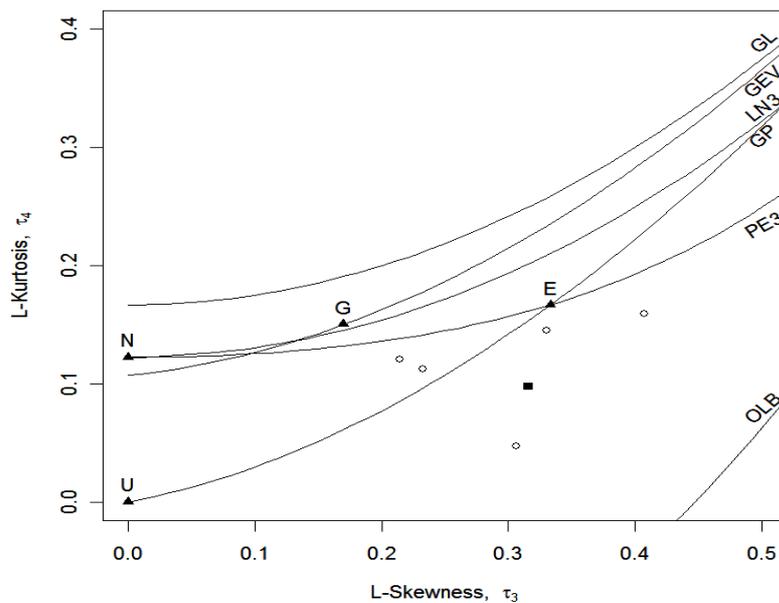


Figura 9: Modelo 5. . Gráfico de los coeficientes L-Kurtosis frente a L-Skew

En el cuadro siguiente se muestran los resultados del test de bondad de ajuste de Anderson-Darling para análisis regional de frecuencias (A.Viglione) en donde la hipotética distribución teórica con la cual confrontar la distribución empírica es obtenida con el método de Monte-Carlo.

GOODNESS OF FIT TEST			$\alpha =$ 0,05
Anderson -Darling: Monte-Carlo Method			
A2	Prob A2	P-valor	decision
0,9799	0,795	0,205	Accepted

Tabla 27: Modelo 5. Test de bondad de ajuste de Anderson-Darling a dist. Gen. Pareto. Método de Monte-Carlo



La hipótesis nula de este test es que los datos muestrales se ajustan a una distribución General Pareto.

En el cuadro siguiente se muestran los cuantiles obtenidos mediante este modelo:

CUANTILES REG. GPAR UMBRAL 35 mm	cuantiles regionales					
	Valdepeñas	S.C Mudela	Torrenueva	Alcubillas	S.C Valle	V.N Franco
T	$X_1(T)$	$X_2(T)$	$X_3(T)$	$X_4(T)$	$X_5(T)$	$X_6(T)$
2	41,62	35,68	35,10	42,02	34,26	36,73
5	56,29	48,25	47,47	56,83	46,33	49,67
10	67,03	57,45	56,52	67,68	55,17	59,15
25	80,78	69,24	68,12	81,56	66,48	71,28
50	90,85	77,87	76,61	91,73	74,77	80,16
100	100,65	86,27	84,87	101,62	82,83	88,81
200	110,17	94,43	92,90	111,24	90,67	97,21
500	122,36	104,88	103,18	123,55	100,71	107,97

Tabla 28: Modelo 5. Obtención de los cuantiles locales de precipitación de las 6 estaciones

Como se dijo en el análisis del modelo 4, las rutinas Fortran de Hosking and Wallis confirman que la distribución regional de precipitación con series de duración parcial con el umbral fijado en 35 mm se ajustan a una función tipo General Pareto.

### 1.6. Modelo 6: Método de regionalización del índice de avenida utilizando series de duración parcial con umbral de precipitación de 24 mm ajustando los datos a la función de distribución GEV

En este modelo los datos muestrales están formados por la serie de excedencias que superan el umbral de 24 mm y se elige como función de distribución teórica la GEV. La elección del umbral de 24 mm se justifica por el hecho de que con este valor el número de excedencias por año  $\lambda$ , es superior a 1,62 ( $\lambda=1,72$ ). De acuerdo con la bibliografía (Handbook of Hydrology) un valor de  $\lambda > 1,62$  garantiza que la eficiencia de las series de excedencias sea superior a la de la serie de máximos anuales. A partir de este valor, la varianza de las estimaciones a partir de series de máximos anuales es superior a la varianza de las estimaciones realizadas con series de excedencias. Por otra parte el valor de 24 mm está dentro del intervalo de umbrales admisibles hallado mediante el gráfico de Hill.

Debido a que con este nuevo límite los datos muestrales varían respecto a los datos analizados en los modelos anteriores, es preciso asegurar de nuevo la homogeneidad de la



región. En el cuadro siguiente se muestran los resultados de los tests de homogeneidad de la región que sigue siendo la constituida por las seis estaciones de referencia:

<b>Test: Wiltshire</b> Alpha = 0,05		<b>Test: Anderson-Darling</b> Nº Simulaciones =1000 Alpha = 0,05		<b>Test: Durbin and Knott</b> Alpha = 0,05		<b>Test: Hosking &amp; Wallis</b> Nº Simulaciones =1000	
H0.- Región homogenea H1.- No Región homog.		H0.- Región homogenea H1.- No Reg. homogenea		H0.- Región homogenea H1.- No Reg. homogenea		H1 < 1 Reg. homogenea H1 >2 Reg-heterogenea 1<H1<2 Posible Heterog.	
statistic value	p-value	statistic value	p-value	statistic value	p-value	H1	H2
6,61	<b>0,252</b>	9,734	<b>0,785</b>	8,209	<b>0,8549</b>	<b>-0,261353</b>	0,6632
<b>Accepted</b>		<b>Accepted</b>		<b>Accepted</b>		<b>Accepted</b>	

**Tabla 29: Modelo 6. Resultados de los distintos tests de homogeneidad regional**

En este caso  $L-C_{s,reg} = 0,4120$  por lo que es mas conveniente el test Anderson-Darling que el de Hosking & Wallis. (A.Viglione 2006).

En el siguiente cuadro podemos observar el valor de la discordancia D de Hosking and Wallis de todas las estaciones de la región, comprobándose que no hay estaciones discordantes.

site	Discordancy
Valdepeñas	1.23
S.C Mudela	0.82
Torrenueva	1.08
Alcubillas	1.52
S.C del Valle	0.40
V.N de Franco	0.95

**Tabla 30: Modelo 6. Test de discordancia de Hosking**

De acuerdo con los resultados la región es homogénea.

A continuación se muestran los gráficos de los coeficientes L-Kurtosis frente a L-asimetría y de L-Cv frente a L-asimetría. Se puede observar en el gráfico de L- kurtosis frente l-asimetría que los valores de las estaciones se agrupan en torno a la distribución GP ( General Pareto) estando la media regional (cuadrado negro) mas cerca de esta distribución que de la distribución GEV. Esto indica que la distribución GP ajusta mejor los datos de la muestra regional que la distribución GEV, que es la que se ha utilizado en este modelo. Por tanto, en principio deberíamos rechazar la distribución GEV para la regionalización usando la serie de excedencias con umbral 24 mm.

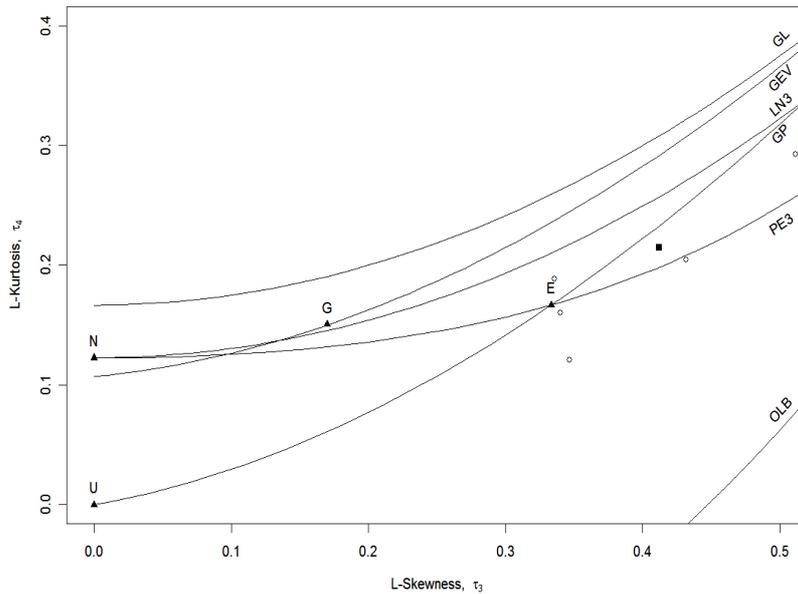


Figura 10: Modelo 6. Gráfico de los coeficientes L-Kurtosis frente a L-Skew

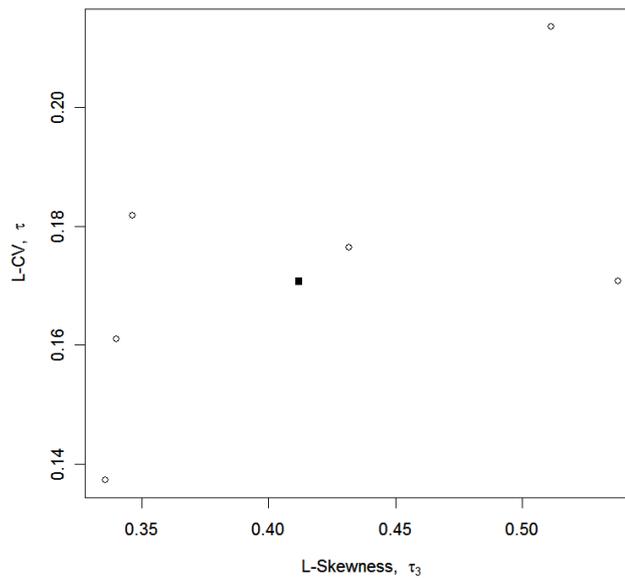


Figura 11: Modelo 6. Gráfico de los coeficientes L-CV frente a L-Skew

Para confirmar el rechazo procedemos a realizar el del test de bondad de ajuste de Anderson-Darling para análisis regional de frecuencias (A.Viglione) cuyo resultado se muestra en el siguiente cuadro:

GOODNESS OF FIT TEST			$\alpha =$ 0,05
Anderson -Darling: Monte-Carlo Method			
A2	Prob A2	P-valor	decision
2,766	0,999	0,001	<b>Rejected</b>

Tabla 31: Modelo 6. Test de bondad de ajuste de



Anderson-Darling a dist. GEV. Método de Monte-Carlo

*Queda por tanto rechazado este modelo pero se calculan los cuantiles para su comparación con los demás modelos:*

CUNATILES REGIONALES CON GEV UMBRAL 24 mm		cuantiles regionales					
		Valdepeñas	S.C Mudela	Torrenueva	Alcubillas	S.C Valle	V.N Franco
T	Tp	X <sub>1</sub> (T)	X <sub>2</sub> (T)	X <sub>3</sub> (T)	X <sub>4</sub> (T)	X <sub>5</sub> (T)	X <sub>6</sub> (T)
2	2,49	31,29	33,01	31,25	34,30	33,12	32,17
5	7,72	42,22	44,54	42,18	46,29	44,70	43,41
10	16,36	51,61	54,44	51,55	56,58	54,64	53,06
25	42,22	67,26	70,95	67,19	73,74	71,21	69,16
50	85,31	82,57	87,10	82,48	90,52	87,41	84,89
100	171,48	101,87	107,46	101,76	111,68	107,85	104,74
200	343,82	126,31	133,25	126,18	138,47	133,72	129,87
500	860,84	168,98	178,26	168,80	185,25	178,89	173,74

Tabla 32: Modelo 6. Obtención de los cuantiles locales de precipitación de las 6 estaciones

A continuación se muestran los resultados arrojados por las rutinas Fortran de Hosking and Wallis para el análisis regional de frecuencias implementadas en “R” por Alberto Viglione en el package “Non-supervised Regional Frequency Analysis.

RESULTADOS OBTENIDOS CON LA RUTINA FORTRAN DE HOSKING (Formato original)

Tabla 33: Modelo 6. Resultados de la rutina de Hosking

Estación	n	L-CV	L-SKEW	L-KURT	D(I)
Valdepeñas	59	0.1708079	0.5377266	0.3495206	1.2293496
S.C. Mudela	53	0.1817862	0.3464583	0.1207882	0.8216912
Torrenueva	52	0.1373576	0.3357757	0.1888654	1.0816207
Alcubillas	32	0.2135714	0.5112702	0.2924429	1.5205000
S.C. Valle	62	0.1610664	0.3401212	0.1600882	0.3970086
V.N. Franco	66	0.1764262	0.4317465	0.2047444	.9498299

REGIONAL L-MOMENTS:

L-CV	L-SKEW	L-KURT
0.1707391	0.4120121	0.2149422

\*\*\*\*\* HETEROGENEITY MEASURES \*\*\*\*\*

NUMBER OF SIMULATIONS = 1000

OBSERVED S.D. OF GROUP L-CV = 0.02011204



Diagnóstico, Análisis de Alternativas y Definición de Medidas de Actuación para Reducir el Riesgo de Inundación en el Municipio de Valdepeñas (Ciudad Real)

SIM. MEAN OF S.D. OF GROUP L-CV	= 0.02256281
SIM. S.D. OF S.D. OF GROUP L-CV =	0.007606305
STANDARDIZED TEST VALUE H(1)	= -0.3222023
OBSERVED AVE. OF L-CV / L-SKEW DISTANCE	= 0.07586547
SIM. MEAN OF AVE. L-CV / L-SKEW DISTANCE	= 0.05948427
SIM. S.D. OF AVE. L-CV / L-SKEW DISTANCE	= 0.01922416
STANDARDIZED TEST VALUE H(2)	= 0.8521151
OBSERVED AVE. OF L-SKEW/L-KURT DISTANCE	= 0.09950081
SIM. MEAN OF AVE. L-SKEW/L-KURT DISTANCE	= 0.08213025
SIM. S.D. OF AVE. L-SKEW/L-KURT DISTANCE	= 0.04129187
STANDARDIZED TEST VALUE H(3)	= 0.4206774

\*\*\*\*\* GOODNESS-OF-FIT MEASURES \*\*\*\*\*

NUMBER OF SIMULATIONS = 1000	
GEN. LOGISTIC	Z VALUE = 2.198132
GEN. EXTREME VALUE	Z VALUE = 1.789479
GEN. NORMAL	Z VALUE = 0.9201284
PEARSON TYPE III	Z VALUE = -0.5628416
GEN. PARETO	Z VALUE = 0.3103844

PARAMETER ESTIMATES FOR DISTRIBUTIONS

GEN. LOGISTIC	= 0.8936002	0.1269011	-0.4120121
GEN. EXTREME VALUE	= 0.8274863	0.1584662	-0.3452439
GEN. NORMAL	= 0.8824266	0.2188042	-0.880017
PEARSON TYPE III	= 1	0.3623569	2.485804
GEN. PARETO	= 0.6870631	0.2606254	-0.1671631

De los resultados de la rutina de Hosking se pueden extraer las siguientes conclusiones :

- 1º- Que la región puede considerarse cómo homogénea puesto que  $H1 < 1$
- 2º.- Que el valor de la discordancia en cada estación es admisible puesto que ninguna supera el valor de 1,648
- 3º.- Que la distribución regional no puede ajustarse a una función tipo GEV puesto que su “Z value” no es inferior a 1,645 en valor absoluto.
- 4ª.- Que la distribución que mejor ajusta los datos es la General Pareto puesto que arroja el menor resultado en valor absoluto del “Z value”.



*Por tanto, debe rechazarse que la distribución regional de precipitación con series de duración parcial con el umbral fijado en 24 mm se ajusta a una función tipo GEV. En cambio si se ajusta a una función tipo General Pareto, que es el siguiente modelo que se analiza.*

### 1.7. Modelo 7: Método de Regionalización del índice de avenida utilizando series de duración parcial con umbral de precipitación de 24 mm ajustando los datos a la función de distribución General Pareto

Este modelo utiliza los mismos datos muestrales que en el modelo anterior pero la serie se ajusta a una función de distribución teórica tipo General Pareto. En base a los resultados de los tests de homogeneidad del modelo anterior se acepta la hipótesis de homogeneidad regional. Además el test de bondad de ajuste (Goodness-of-fit) de la rutina de Hosking & Wallis para el modelo anterior demostraba que la distribución General Pareto, al arrojar el menor valor absoluto de “Z value”, es mas adecuada para ajustar los datos de la serie de excedencias con valor umbral de 24 mm de precipitación. Esta afirmación es ratificada a través del test de bondad de ajuste de Anderson-Darling para análisis regional de frecuencias (A.Viglione) que arroja los siguientes resultados:

GOODNESS OF FIT TEST				$\alpha =$	0,05
Anderson -Darling: Monte-Carlo Method					
A2	Prob A2	P-valor	decision		
0,8773	0,691	0,309	<b>Accepted</b>		

Tabla 34: Modelo 7. Test de bondad de ajuste de Anderson-Darling a dist. Gen. Pareto. Método de Monte-Carlo

*En base a todo lo anterior se puede concluir que la región conformada por las series de duración parcial con umbral de 24 mm de las seis estaciones del estudio ES HOMOGÉNEA y además que la distribución triparamétrica General Pareto es la que mejor AJUSTA los datos de la región.*

Los cuantiles locales calculados en este modelo son los siguientes:

REG. UMBRAL	GPAR 24 mm	Cuantiles Locales					
		Valdepeñas	S.C Mudela	Torrenueva	Alcubillas	S.C Valle	V.N Franco
T		$X_1(T)$	$X_2(T)$	$X_3(T)$	$X_4(T)$	$X_5(T)$	$X_6(T)$
2		35,04	36,96	35,00	38,41	37,09	36,02
5		45,53	48,04	45,49	49,92	48,21	46,82

Anexo 1



10	54,62	57,62	54,56	59,88	57,82	56,16
25	68,36	72,11	68,29	74,94	72,37	70,28
50	80,24	84,65	80,16	87,97	84,95	82,51
100	93,59	98,73	93,49	102,60	99,08	96,23
200	108,58	114,54	108,46	119,03	114,95	111,64
500	131,25	138,46	131,11	143,89	138,95	134,95

Tabla 35: Modelo 7. Obtención de los cuantiles locales de precipitación de las 6 estaciones

## 1.8. Elección del modelo pluviométrico

En el siguiente cuadro se resumen todos los modelos propuestos indicando los que se rechazan:

CUADRO RESUMEN DE LOS MODELOS ACEPTADOS Y RECHAZADOS

MODELO DE ANALISIS ESTADISTICO	Decisión
1.- MÉTODO CLASICO AMS Gumbel/GEV	<b>Rechazado</b>
2.- MÉTODO CLASICO PDS UMBRAL 35 mm Gumbel/GEV	<b>Rechazado</b>
<b>3.- REGIONALIZACIÓN I.A AMS GEV</b>	<b>Aceptado</b>
4.- REGIONALIZACIÓN I.A PDS UMBRAL 35mm. GEV	<b>Rechazado</b>
5.- REGIONALIZACIÓN I.A PDS UMBRAL 35mm. GPAR	<b>Rechazado</b>
6.- REGIONALIZACIÓN I.A PDS UMBRAL 24mm. GEV	<b>Rechazado</b>
<b>7.- REGIONALIZACIÓN I.A PDS UMBRAL 24mm. GPAR</b>	<b>Aceptado</b>

Tabla 36: Resumen de los modelos aceptados y rechazados

A la vista de los resultados obtenidos se elige como modelo pluviométrico el enumerado con el nº 7 por arrojar los resultados mas conservadores, es decir el modelo elegido es:

**Modelo 7: Método de regionalización del índice de avenida utilizando series de duración parcial con umbral de precipitación de 24 mm ajustando los datos a la función de distribución General Pareto (GPAR).**

La precipitación máxima diaria ( $P_{24h}$ ) en cada estación y para cada periodo de retorno considerado es la siguiente:

MODELO 7: REG. I.A PDS UMBRAL 24 mm GENERAL PARETO	$P_{24h}$ (mm)					
	Valdepeñas	S.C Mudela	Torrenueva	Alcubillas	S.C Valle	V.N Franco
T	$X_1(T)$	$X_2(T)$	$X_3(T)$	$X_4(T)$	$X_5(T)$	$X_6(T)$

Anexo 1



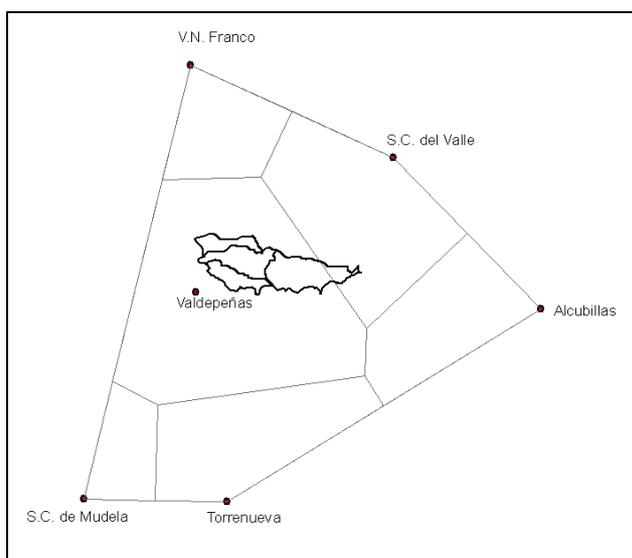
2	35,04	36,96	35,00	38,41	37,09	36,02
5	45,53	48,04	45,49	49,92	48,21	46,82
10	54,62	57,62	54,56	59,88	57,82	56,16
25	68,36	72,11	68,29	74,94	72,37	70,28
50	80,24	84,65	80,16	87,97	84,95	82,51
100	93,59	98,73	93,49	102,60	99,08	96,23
200	108,58	114,54	108,46	119,03	114,95	111,64
500	131,25	138,46	131,11	143,89	138,95	134,95

**Tabla 37: Cuantiles de la precipitación máxima en 24 horas  $P_{24h}$  del modelo elegido**

### 1.9. Lluvia media sobre la cuenca

Para pasar de  $P_{24h}$  en cada estación a lluvia media areal (en 24) horas se suele utilizar el método de los polígonos de Thiessen, de esta forma se asume que la lluvia en cualquier punto de la cuenca es igual al del pluviómetro mas cercano. . Dicho método consiste en comprobar qué pluviómetros ejercen su influencia sobre cada una de las subcuencas definidas, y valorar su acción frente al resto de los pluviómetros que afectan a la subcuenca. En primer lugar, mediante mediatrices, se delimitan los denominados polígonos de Thiessen. Los polígonos definen las áreas de influencia de cada uno de los pluviómetros que intervienen en el modelo. A continuación se determinan los pluviómetros que afectan a cada cuenca vertiente y se calcula su peso, que es función de la superficie afectada. El modelo matemático utilizado traslada el peso de los pluviómetros a las lluvias registradas en ellos y, de esta manera, se puede conocer la precipitación areal de la cuenca.

La delimitación de los polígonos de Thiessen la podemos observar en la siguiente figura:



**Figura 12: Delimitación de polígonos de Thiessen**



Como puede comprobarse el 90% de la cuenca está comprendida dentro del polígono de influencia del pluviómetro de Valdepeñas y el resto de la cuenca se encuentra dentro del polígono de San Carlos del Valle. De acuerdo con este planteamiento en el cálculo de la precipitación media areal el 90% del peso de la misma es debido al pluviómetro de Valdepeñas interviniendo muy poco o nada las demás estaciones. Para evitar la pérdida de información que esto conlleva se ha preferido obtener la precipitación media areal mediante interpolación ponderada por el cuadrado de la distancia (IDW), de esta forma todas las estaciones pluviométricas aportan información al modelo.

En la figura siguiente se muestra el resultado de la interpolación IDW en base a la precipitación máxima diaria de cada estación para un periodo de retorno de 500 años. La leyenda se expresa en mm. La precipitación media sobre la cuenca receptora objeto de estudio arroja un resultado de 133,45 mm.

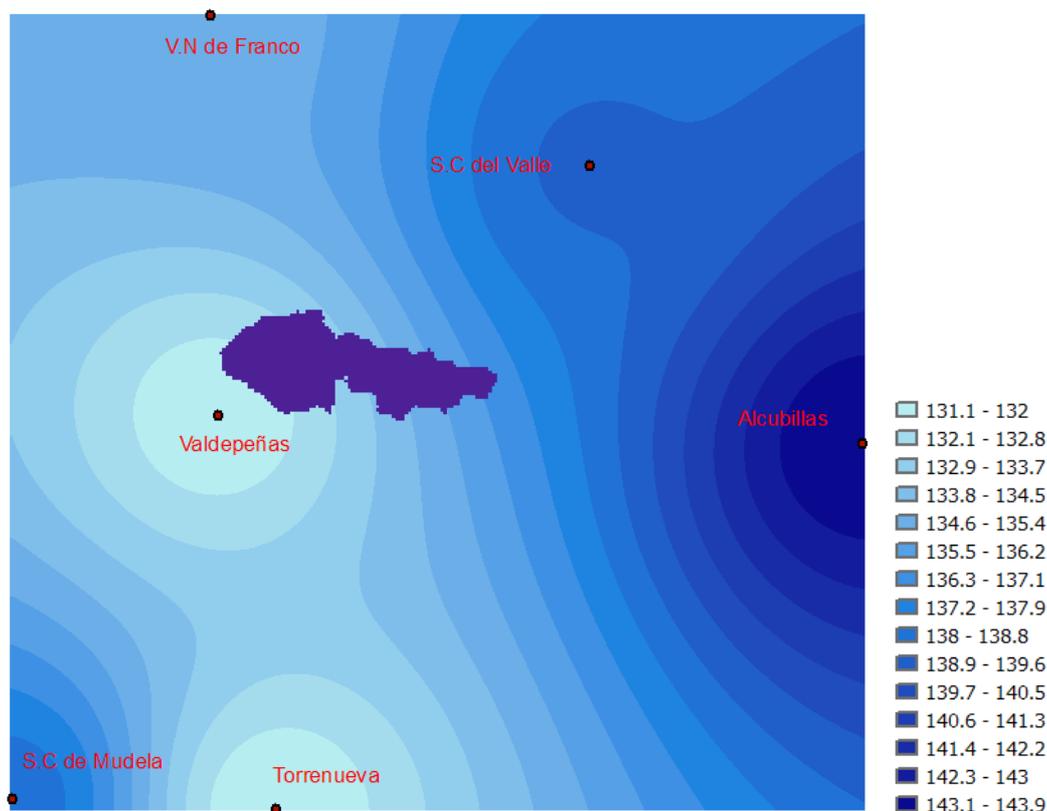


Figura 13: Interpolación IDW en base a P24h de las 6 estaciones de estudio

Procediendo de igual manera para los demás periodos de retorno, obtenemos el siguiente cuadro de precipitación media areal en 24h:



Periodo de Retorno	Precipitación areal 24h (mm)
2	35,63
5	46,30
10	55,54
25	69,51
50	81,59
100	95,16
200	110,40
500	133,45

**Tabla 38: Precipitación media areal en la cuenca para los periodos de retorno considerados**

### 1.10. Distribución de la lluvia sobre la cuenca

Es conocido que la intensidad media de la lluvia disminuye a medida que se consideran áreas mayores y además que mientras menor es la duración de la tormenta menos probable es que se extienda a un área mayor. De acuerdo con estas premisas existen diferentes gráficas que reproducen la variación de la precipitación media sobre un área en función de la superficie de la cuenca y el tiempo de duración del aguacero. En el presente estudio pluviométrico se ha utilizado el coeficiente  $K_a$  de Témez el cual sólo tiene en cuenta la superficie de la cuenca:

$$K_a = 1 - \frac{\log A}{15}$$

, en donde  $A$  es el área de la cuenca en  $\text{Km}^2$  igual a  $19,7 \text{ Km}^2$

Aplicando dicho coeficiente a la precipitación areal resulta el siguiente cuadro de precipitación areal corregida por  $K_a$  :

Periodo de Retorno	Precipitación areal 24h (mm)	Coeficiente $K_a$	Precipitación areal 24h corregida
2	35,63	0,91	<b>32,42</b>
5	46,30	0,91	<b>42,13</b>
10	55,54	0,91	<b>50,54</b>
25	69,51	0,91	<b>63,25</b>
50	81,59	0,91	<b>74,25</b>
100	95,16	0,91	<b>86,60</b>
200	110,40	0,91	<b>100,46</b>
500	133,45	0,91	<b>121,44</b>

**Tabla 39: Precipitación areal corregida por la superficie de la cuenca (Témez)**



### 1.11. Intensidad de la precipitación en función de su duración

Uno de los datos de entrada en el modelo HMS de precipitación – escorrentía es la forma de la lluvia, o lo que es lo mismo, la distribución temporal de la intensidad de la misma durante el aguacero. Los datos de intensidad de precipitación en función de la duración del aguacero para distintos periodos de retorno se denominan curvas de intensidad-duración-frecuencia (IDF) y se obtienen a partir de registros de estaciones pluviográficas. Dado que las estaciones pluviométricas seleccionadas de la zona de estudio carecen de registros horarios, se ha realizado el análisis de distribución y duración de aguaceros a partir de las curvas IDF sintéticas propuestas por Témez en la Instrucción de Carreteras 5.2- IC “Drenaje Superficial” (1990) :

$$\frac{I}{I_d} = \left(\frac{I_1}{I_d}\right)^{\frac{28^{0.1-D^{0.1}}}{28^{0.1}-1}}$$

donde :

$I$  es la intensidad media máxima en mm/h asociada a una duración de lluvia  $D$  [hs]

$I_d$  es la intensidad media diaria en mm/h igual a  $P_{24}$  horas/24,  $I_1/I_d$  la relación entre intensidad horaria e intensidad media diaria, que depende de la ubicación geográfica según el mapa de isocías propuesto en la Instrucción de Carreteras 5.2- IC.

Si trabajamos esta expresión, podemos llegar a una relación entre la lluvia caída en una duración  $D$ , y la caída en 24 horas,  $P_D/P_{24h}$  de manera que:

$$\frac{P_D}{P_{24h}} = \frac{D}{24} \left(\frac{I_1}{I_d}\right)^{\frac{28^{0.1-D^{0.1}}}{28^{0.1}-1}}$$

De acuerdo con esta formulación, los valores de precipitación  $P_D$  (mm) para otras duraciones  $D$  (horas) que el modelo de precipitación HMS requiere para una duración del aguacero de 24 horas se recogen en la siguiente tabla:

D	$I_1/I_d$	T=500	T=200	T=100	T=50	T=25	T=10	T=5	T=2
		$P_D$	$P_D$	$P_D$	$P_D$	$P_D$	$P_D$	$P_D$	$P_D$
0,083	9,5	14,02	11,60	10,00	8,57	7,30	5,83	4,86	3,74
0,25	9,5	25,11	20,77	17,91	15,35	13,08	10,45	8,71	6,71
1	9,5	48,07	39,77	34,28	29,39	25,04	20,01	16,68	12,84
2	9,5	63,89	52,85	45,56	39,06	33,28	26,59	22,17	17,07
3	9,5	74,45	61,59	53,09	45,52	38,78	30,99	25,83	19,89
6	9,5	94,38	78,07	67,30	57,70	49,15	39,28	32,74	25,21
12	9,5	115,78	95,77	82,56	70,79	60,30	48,18	40,17	30,93



24	9,5	137,13	113,44	97,79	83,84	71,42	57,07	47,57	36,63
----	-----	--------	--------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

Tabla 40: Precipitación caída en una duración D para distintos periodos de retorno

### 1.12. Hietograma de cálculo

Se ha utilizado el hietograma tipo “Frequency Storm” del módulo meteorológico del programa HMS. Para ello se le ha suministrado la altura de lluvia caída para distintos momentos de acuerdo con lo calculado en el apartado anterior. El hietograma se ha diseñado para una lluvia de duración 24 horas, intervalos de intensidad cada 5 minutos y con el pico de intensidad máxima situado en segundo tercio de la duración del aguacero por ser ésta la situación mas desfavorable. El siguiente gráfico muestra el hietograma de diseño de lluvia bruta para un periodo de retorno de 500 años con el que se han obtenido los resultados del modelo hidrológico:



Hietograma de diseño tipo Frequency Storm de HEC-HMS. Duración 24h. Pico al 67%. T=500

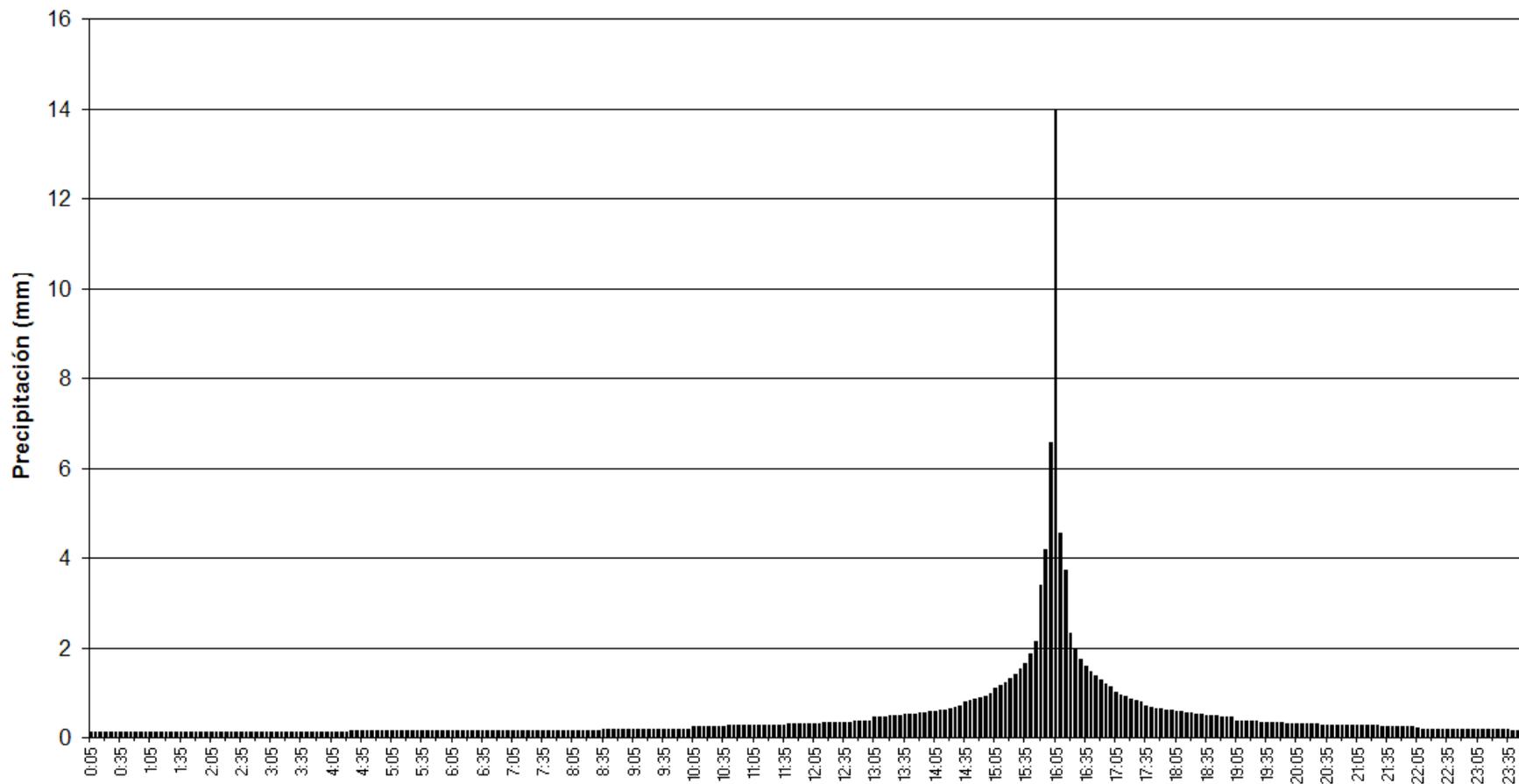


Figura 14: Hietograma de cálculo. T=500



## **B) Estudio pluviométrico a escala regional**

### **1. Introducción**

Una parte fundamental de todo modelo hidrometeorológico es el proceso de transformación de la precipitación en escorrentía y éste, a su vez depende de la capacidad de infiltración del suelo. Es sabido la capacidad de infiltración se puede ver sensiblemente disminuida por un proceso de encostramiento superficial. Dejando a un lado los factores debidos a la propia estructura y composición del suelo que originan el encostramiento cuyo análisis se sale del objetivo de un estudio pluviométrico, si se va a considerar un factor de riesgo externo muy importante: La lluvia de alta energía.

Se ha documentado que en suelos arcillosos localizados en zonas con climas semiáridos, la formación de la costra superficial depende en gran medida de la energía cinética de las gotas de lluvia, siendo necesaria una energía mínima para producir éste fenómeno. Es sabido que la energía cinética aumenta con la intensidad de precipitación hasta un cierto valor de ésta (75 mm/h aprox.) por tanto en los fenómenos tormentosos donde se alcanzan mayores intensidades de lluvia, la posibilidad de encostramiento del suelo es mayor. Sin embargo en las precipitaciones de tipo frontal, debido a que normalmente tienen asociada una menor intensidad, a menudo no conllevan la suficiente energía cinética para producir los procesos de erosión por salpicadura (splash) y de compactación debidos al impacto de las gotas de lluvia sobre la superficie del suelo y que son necesarios (pero no suficientes) para la formación de la costra superficial. Además es sabido que la baja humedad del suelo favorece el proceso de encostramiento lo cual aporta mas argumentos a favor del binomio tormenta-encostramiento ya que la época de tormentas suele coincidir con una escasa humedad del suelo.

Por todo lo comentado y con el objeto de valorar los efectos del posible encostramiento del suelo en la respuesta hidrológica del sistema, se ha creído conveniente realizar dos estudios pluviométricos:

- El primero se basa en la precipitación diaria máxima ( $P_{24h}$ ) obtenida a partir de las series de lluvias máximas diarias anuales. Se aplicará a un escenario de no encostramiento del suelo.



- El segundo se basa en la precipitación de origen tormentoso máxima ( $P_{tor}$ ). Para su obtención sólo se han considerado los posibles episodios lluviosos de carácter tormentoso. Se aplicará a un escenario de encostramiento del suelo.

Por todo lo comentado anteriormente y con el objeto de valorar los efectos del posible encostramiento del suelo en la respuesta hidrológica del sistema, se han creí realizar dos estudios pluviométricos:

- **Estudio pluviométrico anual** basado en la precipitación diaria máxima ( $P_{24h}$ ). Se aplicará a un escenario de no encostramiento del suelo.
- **Estudio pluviométrico estacional** basado en precipitación de origen tormentoso máxima ( $P_{TOR}$ ). Para su obtención sólo se han considerado los posibles episodios lluviosos de carácter tormentoso. Se aplicará a un escenario de encostramiento del suelo.

Tanto en el estudio anual como en el estacional desde el punto de vista del análisis de series de datos pluviométricos se ha realizado un doble enfoque: Análisis con series de máximos anuales (AMS) y análisis con series de duración parcial (PDS).

## 2. Fuente de datos

La fuente de datos para realizar este estudio ha sido la Confederación Hidrográfica del Guadiana (C.H.G) cuya Comisaría de Aguas mantiene una red de 170 estaciones meteorológicas con registros desde 1967 en toda la cuenca del Guadiana de las cuales 47 corresponden a la provincia de Ciudad Real. De estas 47 estaciones se ha seleccionado 24 cuyos nombres y código adoptados en este trabajo son los siguientes:

Código	Población	Código	Población
1	Alameda de Cervera	13	Manzanares
2	Alcazar de San Juan	14	Peñarroya (Embalse)
3	Aldea del Rey	15	Poblete
4	Argamasilla Alba	16	Pozuelo de Calatrava
5	Bolaños de Calatrava	17	Puerto Lápice
6	Calzada de Calatrava	18	Ruidera
7	Carrión	19	San Carlos del Valle
8	Ciudad Real	20	Socuellamos
9	Corral de Calatrava	21	Santa Cruz de Mudela
10	Fuenllana	22	Torralba de Calatraba
11	La Solana	23	Valdepeñas
12	Malagón	24	Villarta de San Juan

Tabla 41: Codificación de las estaciones meteorológicas del estudio regional



### 3. Metodología y fases del análisis regional de frecuencias

#### 3.1. Metodología

El objetivo fundamental del análisis de frecuencias de precipitaciones es la estimación de los sucesos máximos para diferentes períodos de retorno (cuantiles) mediante el uso de funciones de distribución de probabilidad. Una propiedad que debe ser exigida a todo análisis de frecuencias es su robustez que implica que los resultados obtenidos tengan cierto grado de insensibilidad al tipo de distribución teórica que se elija y por tanto arroje resultados razonables aunque ésta fuese una distribución incorrecta. Para hacer esto, es preciso utilizar funciones de distribución triparamétricas pues éstas tienen la flexibilidad suficiente para adaptarse a los valores muestrales de las colas de la distribución, (interesa sobre todo la cola de la derecha por contener los episodios más extremos) de esta forma se evita la rigidez de las colas de las distribuciones biparamétricas como las distribuciones tipo Gumbel o Exponencial que puede ocasionar errores importantes del lado de la inseguridad.

El problema de las distribuciones triparamétricas es que sólo se deben emplear en los casos de disponer series de datos suficientemente largas de manera que no haya duda de que el parámetro de forma de la función es distinto de cero por causas ajenas al azar. En caso contrario es preferible emplear distribuciones biparamétricas pues al tener menos parámetros que estimar resulta mucho más robusta y por tanto sujeta a un menor error. En general es difícil encontrar series de máximos anuales superiores a 50 años por lo que la utilización de las distribuciones triparamétricas sería en muchos casos desaconsejable.

El análisis regional de frecuencias es una técnica estadística que permite ampliar la longitud de los datos muestrales aumentando la fiabilidad de las estimaciones de los sucesos extremos. En resumen, lo que se consigue mediante esta técnica es aumentar la longitud de la serie a partir de los datos de otras estaciones que conforman una región homogénea de forma que los datos distribuidos en el espacio sustituyan a los datos distribuidos en el tiempo. Al aumentar la longitud de la serie es entonces posible utilizar distribuciones triparamétricas y aprovechar la flexibilidad de estas para obtener unas mejores estimaciones.

En el presente trabajo se ha aplicado el “Método de Regionalización del Índice de Avenida” (Dalrymple, 1.960). En esencia, este método de regionalización supone que los datos extremos en un conjunto de estaciones o región, poseen distribuciones idénticas excepto por un factor de escala o índice de avenida que es una constante para cada estación. Usualmente se emplea la precipitación media de cada estación como factor de escala aunque

Anexo 1



en muestras muy sesgadas ( no es el caso que en este trabajo) es preferible utilizar la mediana. Conocidos los cuantiles a escala regional y los valores medios locales, se pueden extrapolar los extremos locales de cada estación de la región con una mayor fiabilidad que mediante el análisis local de frecuencias en los lugares donde los registros son escasos.

Si se define N como el número de estaciones de una región homogénea y  $n_i$  el número de datos por estación,  $Q_{ij}$ ,  $j=1,2,..,n_i$  se corresponde con los datos observados y  $Q_i(F)$ ,  $0 < F < 1$ , con la función cuantil de la distribución de frecuencia de cada lugar. Según el principio descrito en que se basa el método del índice de avenida, puede escribirse:

$$Q_i(F) = \mu_i \cdot q(F) \quad , i=1,2,..,N$$

Donde  $\mu_i$  es el índice de avenida que tomará el valor de la media de la distribución de frecuencia de la estación considerada y  $q(F)$  es la distribución regional de frecuencias.

El ajuste de parámetros se ha realizado mediante los L-momentos que se obtienen a partir de combinaciones lineales de los momentos ponderados probabilísticamente (PWM) de una variable aleatoria  $\chi$  con una función de distribución F:

$$M_{ijk} = E [x F^i (1 - F)^k ]$$

De esta forma, para  $i = 1$ ,  $k = 0$  y  $j = 1,2,..$ , los cuatro primeros L-momentos  $\lambda_i$  se pueden expresar en términos de PWM según las siguientes expresiones:

$$\begin{aligned} \lambda_1 &= M_{100} \\ \lambda_2 &= 2M_{110} - M_{100} \\ \lambda_3 &= 6M_{120} - 6M_{110} + M_{100} \\ \lambda_4 &= 20M_{130} - 30M_{120} + 12M_{110} - M_{100} \end{aligned}$$

El momento lineal de primer orden ( $\lambda_1$ ) es el parámetro de localización o media de la distribución, mientras que el segundo ( $\lambda_2$ ) mide la escala de la distribución indicando el grado de dispersión entre los datos. Se definen los coeficientes-L de variación, asimetría y curtosis como:

$$\begin{aligned} LC_v &= \tau_2 = \lambda_2 / \lambda_1 \\ LC_s &= \tau_3 = \lambda_3 / \lambda_2 \\ LC_k &= \tau_4 = \lambda_4 / \lambda_2 \end{aligned}$$



Por tanto a partir de los momentos ponderados probabilísticamente  $M_{ijk}$ , se calculan los L-momentos de la distribución regional adimensionalizada por la media de cada estación y de éstos se obtienen los parámetros de la distribución regional con mejor bondad de ajuste. A continuación se obtienen los cuantiles regionales para los periodos de retorno considerados (2,5,10,25,50,100,200 y 500 años) que multiplicados por el factor de escala (media de cada estación) nos da el valor de los cuantiles locales en cada estación de la región considerada.

### 3.2. Fases del análisis regional de frecuencias

El análisis regional de frecuencia consta de las siguientes fases:

1. Filtrado de los datos de observaciones.
2. Identificación y validación de regiones homogéneas
3. Selección de la distribución regional de frecuencia
4. Estimación de los cuantiles regionales y locales de frecuencia

#### 3.2.1 Filtrado de los datos de las observaciones

Esta fase consiste en depurar los datos de las observaciones de cada sitio eliminando aquellos con errores de medición, transcripción, etc. A este respecto es preciso remitirse al análisis efectuado por la Confederación Hidrográfica del Guadiana sobre la calidad de los datos de las estaciones meteorológicas de su competencia de las cuales se han obtenido los datos del presente estudio.

Sin embargo, para comprobar la calidad de los datos se realizará la prueba de discordancia propuesta por Hosking y Wallis (1.997) cuyo objetivo es identificar las estaciones cuyos datos son notablemente diferentes en comparación con el resto de las estaciones de la región. Para ello se considera que el vector de L-momentos (LCv, LCs, LCk) de una estación determinada constituye un punto de un espacio tridimensional, por lo que un grupo de estaciones producirá una nube de puntos en este espacio. De esta manera, cualquier punto que se aleje del centro de gravedad de esta nube de puntos deberá ser considerado como discordante. La medida de discordancia se obtiene a partir del estadístico  $D_i$  para el cual se definen diferentes umbrales en función del nº de estaciones que conforman la región. En el caso de que la región esté compuesta por un número de estaciones superior a 15 el valor umbral de  $D_i$  es igual a 3, de manera que estaciones con valores de  $D_i$  superiores a 3 denotan discordancia con el resto de estacione y deberían dejarse fuera de la región de estudio.



### 3.2.2 Identificación y validación de regiones homogéneas

La identificación y validación de regiones homogéneas es la fase más difícil e importante del análisis, ya que de una parte, el criterio para la formación de regiones homogéneas es que las estaciones que la integran tengan distribuciones de frecuencias del suceso observado (en este caso la precipitación) casi idénticas salvo por el factor de escala local de cada sitio (normalmente el valor medio observado). Hosking y Wallis (1.997) aconsejan considerar para la formación de regiones homogéneas, características del sitio tales como la localización, la altitud, la orografía, la estación en la que se producen los eventos máximos, etc.

En el presente trabajo se ha considerado una única región homogénea constituida por los datos de precipitación de 26 estaciones pluviométricas situadas en la llanura manchega en la cual debido a su relativa limitada extensión, orografía plana, régimen de vientos dominantes, temperatura y pluviometría medias, es lógico plantear la hipótesis de que las distribuciones de frecuencia de la precipitación son muy similares en los 26 lugares que integran la región (homogeneidad regional de la distribución de precipitaciones).

La validación de la hipótesis de homogeneidad regional se ha realizado mediante el estadístico de heterogeneidad  $H_1$ , Hosking and Wallis [1993]. Este método se basa en medir la variabilidad de los coeficientes de los L-momentos de la muestra y compararlos con la variación que debe esperarse en una región homogénea. Esto último es estimado a través de repetidas simulaciones de regiones homogéneas con muestras obtenidas a partir de una distribución Kappa de cuatro parámetros ajustados a partir de los L-momentos regionales.

De acuerdo con Hosking and Wallis [1993] una región es:

- aceptablemente homogénea si el estadístico  $H_1 < 1$
- posiblemente heterogénea si  $1 < H_1 < 2$
- heterogénea si  $H_1 > 2$

El test de homogeneidad de Hosking and Wallis está afectado por la limitación que supone tener que ajustar una distribución patrón tipo Kappa con L-momentos regionales, que aún siendo ésta de cuatro parámetros y por tanto muy flexible no deja de tener los inconvenientes de un ajuste.

Sin embargo el test de homogeneidad de Anderson-Darling (AD-test), no tiene este problema pues no asume ninguna distribución patrón. El AD-test se utiliza para testear la hipótesis de que  $K$  muestras independientes pertenecen a la misma población sin ser necesario



especificar su función de distribución común y está basado en la comparación entre las funciones de distribución empíricas locales y la función de distribución empírica regional. En el AD-test la hipótesis nula  $H_0$  se debe aceptar si el P-valor es mayor al nivel de significancia  $\alpha$ .

A la luz de lo anterior para aplicar uno u otro test se va seguir el criterio establecido por A.Viglione, 2006 (A comparison of homogeneity test for regional frequency analysis):

- Si L-Skew regional  $< 0,23$  ; utilizar el estimador H1
- Si L-Skew regional  $> 0,23$  ; utilizar el test Anderson-Darlig

### 3.2.3 Selección de la distribución regional de frecuencia

Para seleccionar la distribución regional de frecuencias que proporcione el mejor ajuste de los datos y obtenga las mejores estimaciones de los cuantiles (bondad de ajuste) se ha utilizado el Z-test, Hosking and Wallis (1993). Dicho test evalúa mediante el estadístico  $Z^{DIST}$  en qué medida los momentos LCs y LCK de la distribución seleccionada se ajustan bien al promedio regional de LCs y LCK de los datos observados para la región.

Siendo:

$$Z^{DIST} = \frac{(t_{4,REG} - t_{4,DIST})}{\sigma_{t_{4,REG}}}$$

Donde:

$t_{4,REG}$  es la L-kurtosis media ponderada (L-kurtosis regional) del las L-kurtosis de cada estación de la región homogénea

$t_{4,DIST}$  es la L-kurtosis de la distribución teórica propuesta (DIST)

$\sigma_{t_{4,REG}}$  es la desviación estandar de  $t_{4,REG}$  obtenida a partir de los resultados de simulaciones de regiones homogéneas tomando como patrón la función de distribución propuesta (DIST)

En Hosking and Wallis [1993], basándose en la simulación de Monte-Carlo se llega a la conclusión que el ajuste de una distribución se debe aceptar con un nivel de confianza del 90% si el valor absoluto de  $Z^{DIST}$  es menor que 1,64.

Para complementar el Z-test se dibujan los gráfico de L-Kurtosis o frente a L-Skew y gráfico del coeficiente L-Coeficiente de variación frente a L-Skew

En donde:



$$LC_v = \tau_2 = \lambda_2 / \lambda_1 \quad (\text{L-Coefficiente de variación})$$

$$LC_s = \tau_3 = \lambda_3 / \lambda_2 \quad (\text{L-Skew})$$

$$LC_k = \tau_4 = \lambda_4 / \lambda_2 \quad (\text{L- Kurtosis})$$

siendo  $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$  los L-momentos de 1º, 2º, 3º y 4º orden respectivamente.

Para concluir esta fase a partir de los L-momentos regionales de la distribución con mejor ajuste se obtienen los parámetros de localización, escala y forma de dicha distribución regional.

### 3.2.4 Estimación de los cuantiles regionales y locales de frecuencia

Una vez definida la distribución regional mediante sus tres parámetros, se estiman los cuantiles regionales asociados a cada período de retorno (en este estudio 2,5,10,25,50,100,200 y 500 años). Para ello hay que tener en cuenta si el análisis se ha efectuado a partir de series de máximos anuales (AMS) o a partir de series de duración parcial (PDS) puesto que es preciso realizar primero la equivalencia de los periodos de retorno. Una vez estimados los cuantiles regionales se multiplican por la media observada en cada estación para obtener los cuantiles locales.

## 4. Software estadístico utilizado

Para realizar los cálculos estadísticos el presente estudio pluviométrico se ha empleado el software denominado R. R es un sistema para análisis estadísticos y gráficos creado por Ross Ihaka y Robert Gentleman. R tiene una naturaleza doble de programa y lenguaje de programación y es considerado como un dialecto del lenguaje S creado por los Laboratorios AT&T Bell. S está disponible como el programa S-PLUS comercializado por Insightful. R se distribuye gratuitamente bajo los términos de la GNU General Public Licence, su desarrollo y distribución son llevados a cabo por varios estadísticos conocidos como el Grupo Nuclear de Desarrollo de R.

Una de las ventajas de R consiste en la gran cantidad de “Packages” de libre distribución elaborados por los usuarios. En este estudio se han empleado los siguientes:

- RFA (Regional Frequency Análisis. Autor: M. Ribatet)
- nsRFA (Non-supervised Regional Frequency Análisis. Autor: A. Viglione)
- homtest (Homogeneity tests for Regional Frequency Analysis. Autor:A. Viglione)
- extRemes



## 5. Estudio pluviométrico anual basado en $P_{24h}$ (precipitación máxima diaria)

### 5.1. Análisis con series de máximos anuales (AMS)

#### 5.1.1 Comprobación de la homogeneidad regional

##### a) Test de Hosking and Wallis

En primer lugar se comprobará la hipótesis de homogeneidad regional. Para ello se calculan en cada estación los L-moments ratios:

L-CV (L-Coefficiente de variación) o  $\tau_2 = \lambda_2 / \lambda_1$

L-SKEW o  $\tau_3 = \lambda_3 / \lambda_2$

L- KURTOSIS o  $\tau_4 = \lambda_4 / \lambda_2$

siendo  $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$  los L-momentos de 1º, 2º, 3º y 4º orden respectivamente.

También se ha calculado para cada estación de la región el estadístico D o Discordancia propuesto por Hosking and Wallis (1993). Si  $D > 3$ , indica que los datos de la estación son claramente discordantes respecto a los datos del resto de las estaciones.

cod	Estación	nº datos	$\tau_2 = \lambda_2 / \lambda_1$ L-CV	$\tau_3 = \lambda_3 / \lambda_2$ L-SKEW	$\tau_4 = \lambda_4 / \lambda_2$ L-KURT	Discordancy D
1	Alameda de Cervera	34	0.1952344	0.2334063	0.0991646	1.093
2	Alcázar de San Juan	33	0.2304250	0.2151801	0.1468615	0.850
3	Aldea del Rey	34	0.2126122	0.2539358	0.2309418	0.242
4	Argamasilla Alba	34	0.2004757	0.2798480	0.1469016	0.684
5	Bolaños de Calatrava	34	0.2209095	0.2157515	0.1609343	0.428
6	Calzada de Calatrava	34	0.1996572	0.3181540	0.1717586	1.053
7	Carrión	34	0.2349408	0.4369360	0.2984628	1.907
8	Ciudad Real	30	0.2026326	0.2183845	0.1589832	0.193
9	Corral de Calatrava	34	0.1636192	0.1832616	0.1328163	2.089
10	Fuenllana	34	0.2054481	0.1915362	0.2030702	0.717
11	La Solana	34	0.1886244	0.2394667	0.2282690	0.691
12	Malaón	29	0.2289640	0.2897652	0.1543415	0.501
13	Manzanares	34	0.2217558	0.3274915	0.2990952	0.821
14	Peñarroya (Embalse)	34	0.2016764	0.1689517	0.1076613	0.791
15	Poblete	32	0.1773981	0.2809528	0.2546862	1.655
16	Pozuelo de Calatrava	30	0.2544103	0.3834383	0.2321108	1.604
17	Puerto Lápice	34	0.2003653	0.2738084	0.2929730	1.138
18	Ruidera	34	0.2184552	0.2827678	0.1938575	0.037
19	San Carlos del Valle	34	0.2051470	0.1896434	0.1580167	0.428
20	Socuellamos	33	0.2294388	0.1616273	0.1622441	1.965
21	Santa Cruz de Mudela	27	0.2339674	0.2705645	0.1203709	1.034
22	Torralba de Calatrava	34	0.2257422	0.3816495	0.3256210	1.371
23	Valdepeñas	30	0.2309828	0.3512620	0.1479681	1.545
24	Villarta de San Juan	33	0.2310003	0.2910854	0.2895341	1.162

Tabla 42: L-momentos y Discordancia de las estaciones (Anual-  $P_{24h}$ -AMS)

A continuación se calculan los L-moments ratios regionales y a partir de ellos los se ajustan los parámetros de la distribución tipo Kappa necesaria para extraer muestras de

Anexo 1



regiones homogéneas de características similares a la conformada por las 24 estaciones seleccionadas en este estudio.

Regional L-moments ratios	
L-CV, reg	0.2125688
L-SKEW,reg	0.2675179
L-KURT,reg	0.1975697

Tabla 43: Regional L-momentos (Anual- P<sub>24h</sub>-AMS)

Parámetro de la distribución regional Kappa			
xi (localiz.)	Alfa (escala)	k (forma)	h
0.8072414	0.2601187	-0.1503972	-0.0198182

Tabla 44: Parámetros distb. Kappa (Anual- P<sub>24h</sub>-AMS)

Seguidamente se muestran los resultados de los H-test de Hosking and Wallis:

Resultados del H-test (Hosking and Wallis)	
NUMBER OF SIMULATIONS	500
OBSERVED S.D. OF GROUP L-CV	0.02017593
SIM. MEAN OF S.D. OF GROUP L-CV	0.03193555
SIM. S.D. OF S.D. OF GROUP L-CV	0.00578544
<b>STANDARDIZED TEST VALUE H1</b>	<b>-2.03</b>

Tabla 45: Resultados H-test (Anual- P<sub>24h</sub>-AMS)

Obsérvese que al resultar  $H1 < 1$  la región puede considerarse homogénea de acuerdo con Hosking and Wallis. Sin embargo, siguiendo el criterio de A.Viglione (2006) al ser L-Skew regional  $> 0,23$  debemos realizar el test de Anderson-Darlig.

#### b) Test de Anderson-Darlig

En el cuadro siguiente se resume el resultado de este test elaborado con el package homtest (A. Viglione) bajo el software “R”. El P-valor resultante es superior al nivel de significancia  $\alpha$ , por lo que debe aceptarse la hipótesis nula, es decir la región es homogénea.

<b>Test: Anderson-Darling</b>	
Nº Simulaciones =1000	
<b>Alpha = 0.05</b>	
<b>H0.- Región homogénea</b>	
H1.- Región no homogénea	
<b>Statistic value</b>	<b>p-value</b>
11.75101	0.962

Tabla 46: Resultados test Anderson-Darlig (Anual- P<sub>24h</sub>-AMS)

*A la luz de los resultados obtenidos se concluye que la región conformada por las 24 estaciones seleccionadas es homogénea.*



### 5.1.2 Ajuste de una función de distribución triparamétrica

Una vez comprobada la homogeneidad regional se realiza el Z-test de Hosking and Wallis para seleccionar de entre varias distribuciones triparamétricas la de mejor ajuste. Como se comentó anteriormente el ajuste de una distribución se debe aceptar con un nivel de confianza del 90% si el valor absoluto de  $Z^{DIST}$  es menor que 1,64. En el cuadro siguiente se muestra el valor del estadístico  $Z^{DIST}$  para distintas distribuciones propuestas (el test se ha realizado con 500 simulaciones de regiones homogéneas) :

Distribución propuesta	$Z^{DIST}$
GEN. LOGISTIC	1.116289
GEN. EXTREME VALUE	-0.5346919
GEN. NORMAL	-1.476023
PEARSON TYPE III	-3.127982
GEN. PARETO	-4.746687

Tabla 47: Resultados Z-test (Anual- P<sub>24h</sub>-AMS)

Para visualizar la función de distribución regional triparamétrica que mejor representa a la región, en la siguiente figura muestra el gráfico de L-kurtosis vs L-Skewness. En él, los círculos representan los pares de valores para las 24 estaciones de la región, las líneas representan las gráficas resultantes para cada distribución y el cuadrado negro situado sobre la línea de la distribución GEV representa la media regional.

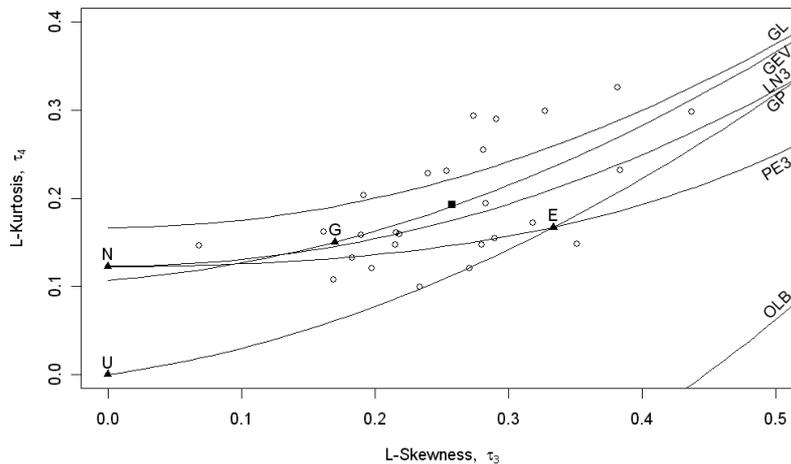


Figura 15: Gráfico de L-kurtosis vs L-Skewness (Anual- P<sub>24h</sub>-AMS)

A la vista de los resultados, concluimos que el mejor ajuste se produce con la distribución tipo General Extreme Value al arrojar un menor valor de ZDIST. El ajuste de los parámetros de la distribución tipo General Extreme Value regional en base a los L-momentos regionales da el siguiente resultado:



Parámetros distribución GEV	
Localización	0.804259
Escala	0.2627269
Forma	-0.1463721

Tabla 48: Parámetros de la dist. GEV (Anual-  $P_{24h}$ -AMS)

### 5.1.3 Precipitación diaria máxima ( $P_{24h}$ )

A partir de la función GEV regional ajustada en el apartado anterior se obtienen los cuantiles regionales para los diferentes periodos de retorno. Los cuantiles locales, es decir la precipitación diaria máxima ( $P_{24h}$ ) en cada estación se obtienen multiplicando los cuantiles regionales por la precipitación media de cada estación de la región. En el cuadro siguiente se muestra el resultado:



Diagnóstico, Análisis de Alternativas y Definición de Medidas de Actuación para Reducir el Riesgo de Inundación en el Municipio de Valdepeñas (Ciudad Real)

T	Cuant.Reg	Alameda	Alcázar	Aldea	Argam. Alba	Bolaños	Calzada	Carrión	Ciudad Real	Corral	Fuenllana	La Solana	Malagón
2	0.9031815	28.1	27.9	31.8	32.5	31.4	32.5	31.8	28.5	35.6	31.7	29.8	31.4
5	1.2449405	38.8	38.4	43.8	44.8	43.3	44.8	43.9	39.3	49.1	43.7	41.1	43.3
10	1.5044973	46.8	46.4	53.0	54.1	52.3	54.1	53.0	47.5	59.3	52.8	49.7	52.4
25	1.8759704	58.4	57.9	66.1	67.5	65.3	67.5	66.1	59.3	74.0	65.9	62.0	65.3
50	2.1868448	68.1	67.5	77.0	78.7	76.1	78.7	77.0	69.1	86.2	76.8	72.2	76.1
100	2.5287556	78.7	78.0	89.0	91.0	88.0	91.0	89.1	79.9	99.7	88.8	83.5	88.0
200	2.9060038	90.5	89.7	102.3	104.5	101.1	104.6	102.4	91.8	114.6	102.1	96.0	101.2
500	3.4662716	107.9	107.0	122.1	124.7	120.6	124.7	122.1	109.5	136.7	121.8	114.5	120.7

T	Cuant.Reg	Manzanares	Peñarroya	Poblete	Pozuelo	Pto. Lapice	Ruidera	SC Valle	Socuellamos	SC Mudela	Torralba	Valdepeñas	Villarta
2	0.9031815	29.6	33.1	32.1	29.9	33.1	33.1	34.2	43.6	32.3	31.5	32.2	27.1
5	1.2449405	40.8	45.6	44.3	41.2	45.7	45.6	47.1	60.1	44.5	43.4	44.3	37.3
10	1.5044973	49.4	55.1	53.5	49.7	55.2	55.1	56.9	72.6	53.7	52.4	53.6	45.1
25	1.8759704	61.5	68.7	66.7	62.0	68.8	68.7	71.0	90.5	67.0	65.3	66.8	56.2
50	2.1868448	71.7	80.1	77.7	72.3	80.2	80.1	82.8	105.5	78.1	76.2	77.9	65.5
100	2.5287556	83.0	92.7	89.9	83.6	92.8	92.7	95.7	122.0	90.3	88.1	90.0	75.7
200	2.9060038	95.3	106.5	103.3	96.1	106.6	106.5	110.0	140.2	103.8	101.2	103.5	87.0
500	3.4662716	113.7	127.0	123.2	114.6	127.2	127.0	131.2	167.2	123.8	120.7	123.4	103.8

Tabla 49: Precipitación diaria máxima en las estaciones de la región (Anual-  $P_{24h}$ -AMS)



## 5.2. Análisis con series de duración parcial (PDS)

### 5.2.1 Introducción

Las series de duración parcial (PDS) se conforman extrayendo de la muestra aquellos datos que superan un determinado valor umbral. La principal ventaja de las PDS sobre las series de máximos anuales (AMS) consiste en que si el valor umbral es considerado extremo se garantiza que toda la serie de excedencias corresponde a valores extremos de la muestra. Esto no ocurre con las AMS ya que al considerarse únicamente el máximo anual y desechar los demás datos disponibles (p.e máximos mensuales) puede ocurrir que en años lluviosos los episodios siguientes en importancia al máximo de este año sean mas extremos que los máximos anuales de otros años y sin embargo no son tenidos en cuenta en la muestra. Por tanto con el uso de las PSD se aprovecha de una manera mas eficiente la información disponible.

El principal problema de las PDS es precisamente la correcta elección del valor umbral pues cuanto mayor sea éste, más robusta será la cola de la derecha de la distribución real, pero en contrapartida, menor cantidad de datos muestrales nos quedarán para poder estimar los parámetros de la función de distribución teórica. Otro problema de las PDS reside en la necesidad de garantizar la independencia de los datos muestrales ya que a menudo varios sucesos extremos cercanos en el tiempo son en realidad debidos a una misma causa y por tanto no pueden considerarse independientes.

Para garantizar la independencia de los datos muestrales se ha utilizado una técnica conocida como “declustering” que consiste en filtrar la muestra fijando un umbral y una longitud temporal obteniendo otra nueva muestra de “clusters” en la que cada “cluster” está representado por el mayor de los valores de los datos muestrales que superando el umbral fijado distan de aquel una longitud temporal inferior a la establecida. De esta manera si la longitud temporal es lo suficientemente grande, los datos de la nueva muestra pueden considerarse independientes. En este apartado se ha utilizado una longitud temporal del cluster de 3 días, que implica como máximo una excedencia del umbral cada 6 días, es decir, sólo se tienen en cuenta la mayor precipitación superior al umbral ocurrida cada 6 días, lo cual dado las características de los frentes lluviosos que afectan a la zona de estudio es suficiente para garantizar la independencia de los datos de precipitación.



### 5.2.2 Elección del umbral de precipitación

Para la elección del valor umbral existen varios métodos, uno de ellos es el gráfico de Hill. Para poder aplicarlo, en primer lugar debemos ordenar las variables muestrales ( $x_i$ ) en forma descendente. Luego debemos calcular el estimador de Hill para cada elemento de la siguiente manera:

$$H_n = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (\ln(x_i) - \ln(x_{k+1})) \quad k = 1, 2, \dots, n - 1$$

Por último debemos confeccionar un gráfico con los pares  $(k; (H_k)^{-1})$  y obtendremos un gráfico que comenzará a estabilizarse a partir de un rango de valores. El umbral que estamos buscando va a pertenecer a ese rango, pero el valor exacto seleccionado quedará a criterio de quien esté utilizando el modelo.

Lo que representa el gráfico de Hill es que conforme se incrementa  $k$ , la varianza del estimador va disminuyendo y el sesgo aumentando y, por tanto, es de prever que exista en el gráfico una zona intermedia para la cual se observe un relativo equilibrio entre ambas fuerzas y el estimador permanezca estable. Una vez seleccionado el umbral, debemos constituir una submuestra que contenga todos los valores que superen a ese umbral. Esta submuestra será la que debemos utilizar para estimar los valores de los parámetros de la función de distribución.

A continuación se ha elaborado el gráfico de Hill con los datos de precipitación filtrados con umbral de 20 mm y longitud temporal del cluster de 3 días:

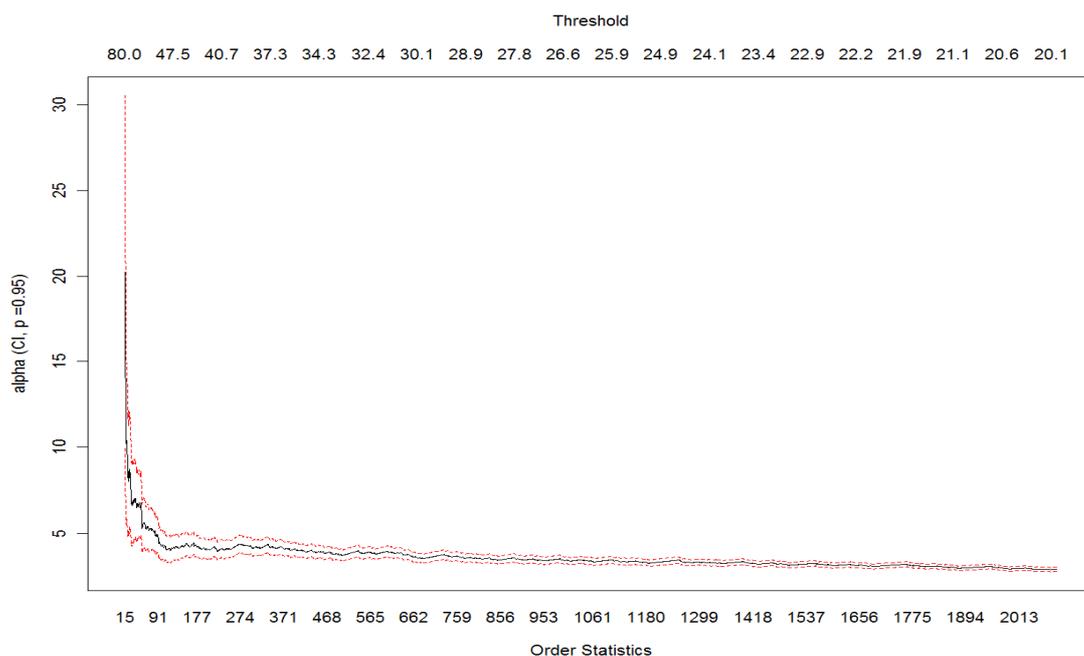


Figura 16: Gráfico de Hill para fijar umbral de excedencias (Anual-  $P_{24h}$ -PDS)

Anexo 1



Se puede observar que el gráfico es prácticamente constante entre los umbrales de 28 a 22 mm de precipitación por lo cual el valor umbral optimo debe estar comprendido entre dichos valores.

Otro método usado para la correcta elección del umbral de precipitación es el gráfico de la vida residual media (mean residual life plot):

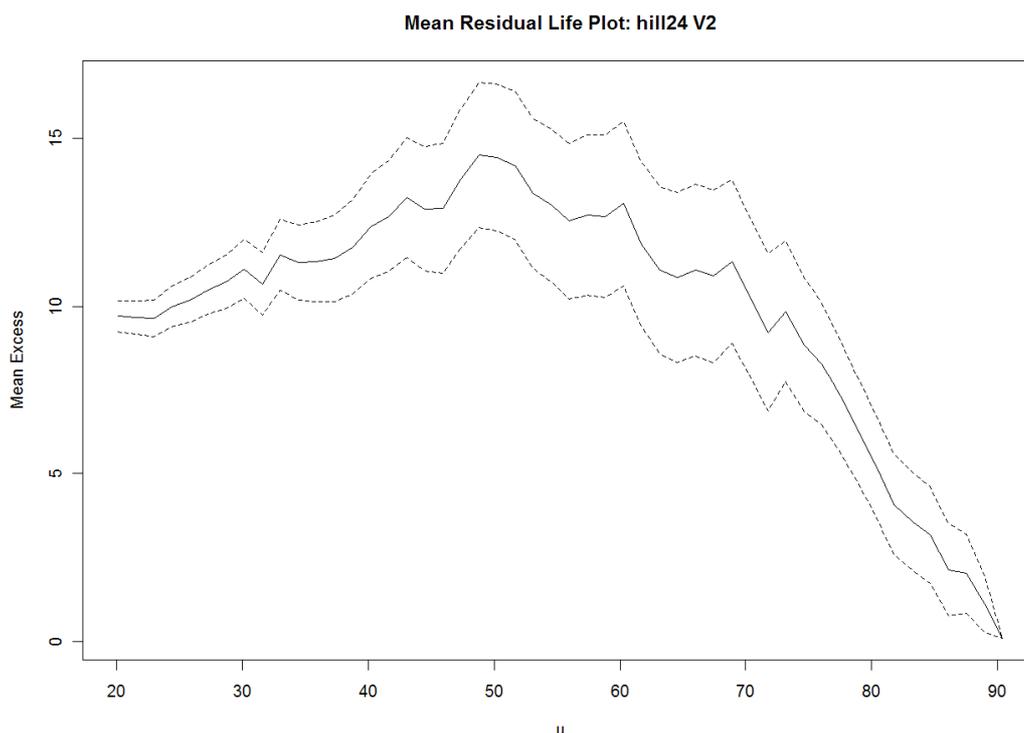


Figura 17: Gráfico de la vida residual media para fijar umbral de excedencias (Anual-  $P_{24h}$ -PDS)

En el gráfico anterior puede observarse que entre los umbrales 22 y 30 mm de precipitación la gráfica es sensiblemente lineal lo que denota que el umbral optimo debe corresponder a este intervalo.

En los dos gráficos siguientes se observa estabilidad de los parámetros de escala y forma de la función de distribución General Pareto en el umbral de 23 mm por lo que se elige este valor como umbral de la serie de excedencias

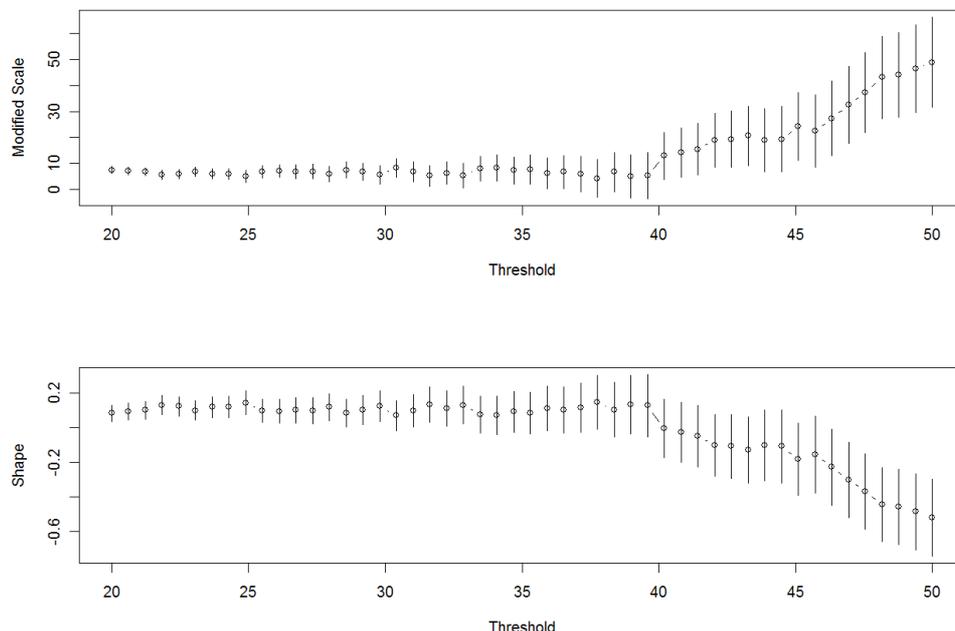


Figura 18: Estabilidad de los parámetros de forma y escala al variar el umbral (Anual- P<sub>24h</sub>-PDS)

Una vez establecido el umbral de excedencias de la serie en 23 mm procedemos a realizar el análisis regional de frecuencias con una nueva serie formada por los datos de precipitación de las 24 estaciones seleccionadas.

### 5.2.3 Comprobación de la homogeneidad regional

#### a) Test de Hosking and Wallis

Al igual que en el apartado 5.1.1 en primer lugar se comprobará la hipótesis de homogeneidad regional. Para ello se calculan en cada estación los L-moments ratios y el estadístico de “Discordancy” propuesto por Hosking and Wallis (1993). Si  $D > 3$ , indica que los datos de la estación son claramente discordantes respecto a los datos del resto de las estaciones.

cod	Estación	nº datos	$\tau_2 = \lambda_2 / \lambda_1$ L-CV	$\tau_3 = \lambda_3 / \lambda_2$ L-SKEW	$\tau_4 = \lambda_4 / \lambda_2$ L-KURT	Discordancy D
1	Alameda de Cervera	42	0.1423471	0.360822	0.1812815	0.755
2	Alcázar de San Juan	41	0.1598516	0.3465779	0.1440158	0.777
3	Aldea del Rey	71	0.1462265	0.406378	0.2565251	0.576
4	Argamasilla Alba	64	0.1741395	0.3844189	0.1897148	0.469
5	Bolaños de Calatrava	53	0.1619061	0.3431569	0.1621299	0.354
6	Calzada de Calatrava	73	0.1512315	0.3913118	0.2442195	0.531
7	Carrión	55	0.1774575	0.5368887	0.3584059	2.037
8	Ciudad Real	53	0.1347324	0.401889	0.2198911	1.801
9	Corral de Calatrava	111	0.1392949	0.3146038	0.162469	0.930
10	Fuenllana	70	0.1505849	0.4081387	0.2065281	1.028
11	La Solana	61	0.1408443	0.3808936	0.2122535	0.642
12	Malagón	67	0.1667351	0.4554946	0.2328001	1.422

Anexo 1



Diagnóstico, Análisis de Alternativas y Definición de Medidas de Actuación para Reducir el Riesgo de Inundación en el Municipio de Valdepeñas (Ciudad Real)

cod	Estación	nº datos	$\tau_2 = \lambda_2 / \lambda_1$ L-CV	$\tau_3 = \lambda_3 / \lambda_2$ L-SKEW	$\tau_4 = \lambda_4 / \lambda_2$ L-KURT	Discordancy D
13	Manzanares	57	0.1585173	0.4603427	0.3054466	0.857
14	Peñarroya (Embalse)	78	0.1584518	0.3348391	0.1573502	0.382
15	Poblete	61	0.148386	0.3528844	0.1956199	0.340
16	Pozuelo de Calatrava	36	0.2005242	0.5184789	0.2714106	3.591
17	Puerto Lápice	78	0.1575893	0.4283334	0.2581066	0.162
18	Ruidera	69	0.157861	0.3769382	0.2300325	0.704
19	San Carlos del Valle	66	0.1644482	0.3353983	0.1622937	0.592
20	Socuellamos	70	0.1708088	0.3542177	0.2066657	1.867
21	Santa Cruz de Mudela	58	0.1775076	0.3139852	0.1079196	1.924
22	Torralba de Calatrava	58	0.1643186	0.5120184	0.3497282	1.605
23	Valdepeñas	56	0.1738445	0.3822353	0.1941167	0.466
24	Villarta de San Juan	47	0.1560678	0.4301756	0.2520481	0.188

Tabla 50: L-momentos y Discordancia de las 24 estaciones (Anual- P<sub>24h</sub>-PDS)

Como puede verse el valor de la Discordancia de Pozuelo de Calatrava es superior a 3, lo que indica que los datos de esta serie son discordantes con los del resto de estaciones por lo cual se decide eliminar a Pozuelo de Calatrava del análisis regional de frecuencias. Una vez hecho esto, los nuevos valores de la tabla anterior son los siguientes:

cod	Estación	nº datos	$\tau_2 = \lambda_2 / \lambda_1$ L-CV	$\tau_3 = \lambda_3 / \lambda_2$ L-SKEW	$\tau_4 = \lambda_4 / \lambda_2$ L-KURT	Discordancy D
1	Alameda de Cervera	42	0.1423471	0.360822	0.1812815	0.746
2	Alcázar de San Juan	41	0.1598516	0.3465779	0.1440158	0.825
3	Aldea del Rey	71	0.1462265	0.406378	0.2565251	0.655
4	Argamasilla Alba	64	0.1741395	0.3844189	0.1897148	0.732
5	Bolaños de Calatrava	53	0.1619061	0.3431569	0.1621299	0.333
6	Calzada de Calatrava	73	0.1512315	0.3913118	0.2442195	0.606
7	Carrión	55	0.1774575	0.5368887	0.3584059	2.606
8	Ciudad Real	53	0.1347324	0.401889	0.2198911	1.743
9	Corral de Calatrava	111	0.1392949	0.3146038	0.162469	1.324
10	Fuenllana	70	0.1505849	0.4081387	0.2065281	1.069
11	La Solana	61	0.1408443	0.3808936	0.2122535	0.682
12	Malagón	67	0.1667351	0.4554946	0.2328001	2.212
13	Manzanares	57	0.1585173	0.4603427	0.3054466	0.810
14	Peñarroya (Embalse)	78	0.1584518	0.3348391	0.1573502	0.353
15	Poblete	61	0.148386	0.3528844	0.1956199	0.446
17	Puerto Lápice	78	0.1575893	0.4283334	0.2581066	0.157
18	Ruidera	69	0.157861	0.3769382	0.2300325	0.733
19	San Carlos del Valle	66	0.1644482	0.3353983	0.1622937	0.553
20	Socuellamos	70	0.1708088	0.3542177	0.2066657	1.789
21	Santa Cruz de Mudela	58	0.1775076	0.3139852	0.1079196	2.121
22	Torralba de Calatrava	58	0.1643186	0.5120184	0.3497282	1.656
23	Valdepeñas	56	0.1738445	0.3822353	0.1941167	0.645
24	Villarta de San Juan	47	0.1560678	0.4301756	0.2520481	0.204

Tabla 51: L-momentos y Discordancia de las estaciones seleccionadas (Anual- P<sub>24h</sub>-PDS)

A continuación se calculan los L-moments ratios regionales y a partir de ellos los se ajustan los parámetros de la distribución tipo Kappa necesaria para extraer muestras de



regiones homogéneas de características similares a la conformada por las 23 estaciones seleccionadas en este estudio.

Regional L-moments ratios	
L-CV, reg	0.1574257
L-SKEW,reg	0.3889035
L-KURT,reg	0.2157344

Tabla 52: Regional L-momentos coeficientes (Anual- P<sub>24h</sub>-PDS)

Parámetros de la distribución regional Kappa			
xi (localiz.)	Alfa (escala)	k (forma)	h
0.7138771	0.252297	-0.1322214	0.9517043

Tabla 53: Parámetros de la distribución regional Kappa (Anual- P<sub>24h</sub>-PDS)

Seguidamente se muestran los resultados de los H-test de Hosking and Wallis:

Resultados del H-test (Hosking and Wallis)	
NUMBER OF SIMULATIONS	1000
OBSERVED S.D. OF GROUP L-CV	0.01212277
SIM. MEAN OF S.D. OF GROUP L-CV	0.02160201
SIM. S.D. OF S.D. OF GROUP L-CV	0.003644934
<b>STANDARDIZED TEST VALUE H1</b>	<b>-2.600662</b>

Tabla 54: Resultados de los H-test (Anual- P<sub>24h</sub>-PDS)

Obsérvese que al resultar  $H1 < 1$  la región puede considerarse homogénea de acuerdo con Hosking and Wallis. Sin embargo, siguiendo el criterio de A.Viglione (2006) al ser L-Skew regional  $> 0,23$  debemos realizar el test de Anderson-Darlig.

#### b) Test de Anderson-Darlig

En el cuadro siguiente se resume el resultado de este test elaborado con el package homtest (A. Viglione) bajo el software “R”. El P-valor resultante es superior al nivel de significancia  $\alpha$ , por lo que debe aceptarse la hipótesis nula, es decir la región es homogénea.

<b>Test: Anderson-Darling</b>	
Nº Simulaciones =1000	
<b>Alpha = 0.05</b>	
<b>H0.- Región homogénea</b>	
H1.- Región no homogénea	
<b>Statistic value</b>	<b>p-value</b>
24.20217	0.8765

Tabla 55: Resultados test Anderson-Darling (Anual- P<sub>24h</sub>-PDS)

*A la luz de los resultados obtenidos se concluye que la región conformada por las 23 estaciones seleccionadas es homogénea.*



### 5.2.4 Ajuste de una función de distribución triparamétrica

Una vez comprobada la homogeneidad regional se realiza el Z-test de Hosking and Wallis para seleccionar de entre varias distribuciones triparamétricas la de mejor ajuste. Como se comentó anteriormente el ajuste de una distribución se debe aceptar con un nivel de confianza del 90% si el valor absoluto de  $Z^{DIST}$  es menor que 1,64. En el cuadro siguiente se muestra el valor del estadístico  $Z^{DIST}$  para distintas distribuciones propuestas (el test se ha realizado con 500 simulaciones de regiones homogéneas) :

Distribución propuesta	$Z^{DIST}$
GEN. LOGISTIC	4.520467
GEN. EXTREME VALUE	3.355785
GEN. NORMAL	1.320983
PEARSON TYPE III	-2.148055
GEN. PARETO	<b>-0.5718171</b>

Tabla 56: Resultados Z-test (Anual- P<sub>24h</sub>-PDS)

Para visualizar la función de distribución regional triparamétrica que mejor representa a la región, en la siguiente figura muestra el gráfico de L-kurtosis vs L-Skewness. En él, los círculos representan los pares de valores para las 23 estaciones de la región, las líneas representan las gráficas resultantes para cada distribución y el cuadrado negro situado sobre la línea de la distribución GP (General Pareto) representa la media regional.

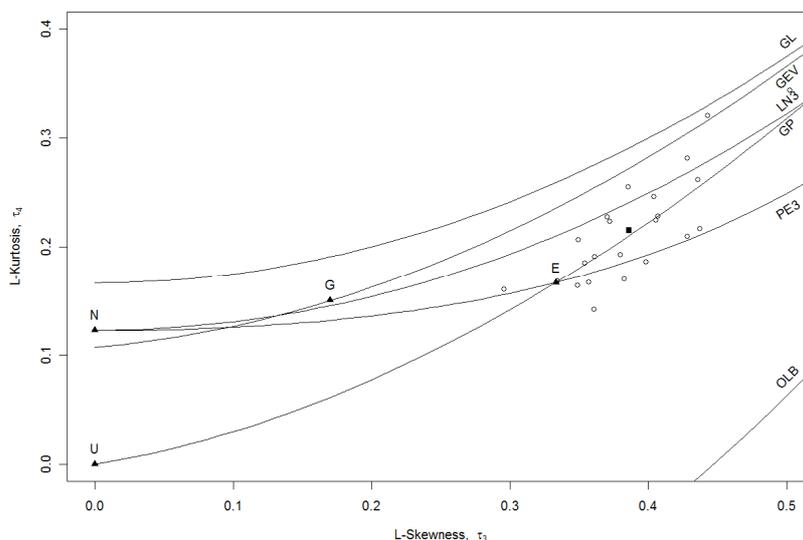


Figura 19: : Gráfico de L-kurtosis vs L-Skewness (Anual- P<sub>24h</sub>-PDS)

A la vista de los resultados, concluimos que el mejor ajuste se produce con la distribución tipo General Pareto al arrojar un menor valor de ZDIST. El ajuste de los



parámetros de la distribución tipo General Pareto regional en base a los L-momentos regionales da el siguiente resultado:

Parámetros distribución GP	
Localización	0.7040445
Escala	0.2604319
Forma	-0.1200302

Tabla 57: Parámetros distribución Gen.Pareto (Anual- P<sub>24h</sub>-PDS)

### 5.2.5 Precipitación diaria máxima (P24h)

A partir de la función General Pareto regional ajustada en el apartado anterior se obtienen los cuantiles regionales para los diferentes periodos de retorno. Para que los cuantiles de precipitación estimados con el análisis realizado a partir de series de máximos anuales (AMS) sean comparables a los estimados a partir de series de duración parcial es preciso realizar una equivalencia entre los periodos de ambos tipos de análisis. Dicha equivalencia viene dada por:

$$T_p = \frac{-\lambda}{\ln(1 - 1/T)}$$

Siendo:

$\lambda$  : el promedio de excedencias sobre el umbral que se producen al año.

$\lambda = (n^\circ \text{ observaciones al año} - X \text{ } n^\circ \text{ observaciones que exceden el umbral}) / n^\circ \text{ de observaciones totales}$

$T$  : el periodo de retorno correspondiente a un análisis con series de máximos anuales

$T_p$ : el periodo de retorno correspondiente a un análisis con series de duración parcial

Para la serie de excedencias con la que se está trabajando (datos diarios de precipitación y umbral 23 mm) se obtiene:  $\lambda = \frac{364,25 \times 1495}{275.300} = 1,978$

Por tanto, la relación entre  $T$  y  $T_p$  queda de la siguiente manera:

T	T <sub>p</sub>
2	2.85
5	8.86
10	18.77
25	48.46
50	97.91
100	196.81
200	394.62
500	988.03

Tabla 58: Relación entre periodos de retorno AMS-PDS (Anual- P<sub>24h</sub>-PDS)

Los cuantiles locales, es decir la precipitación diaria máxima (P<sub>24h</sub>) en cada estación se obtienen multiplicando los cuantiles regionales por la precipitación media de cada estación de la región. En el cuadro siguiente se muestra el resultado:



Diagnóstico, Análisis de Alternativas y Definición de Medidas de Actuación para Reducir el Riesgo de Inundación en el Municipio de Valdepeñas (Ciudad Real)

T	T <sub>p</sub>	Cuant.Reg	Alameda	Alcazar	Aldea	Argam.Alba	Bolaños	Calzada	Carrión	Ciudad Real	Corral	Fuenllana	La Solana	Malagón
2	2.854	0.995069	31.6	33.5	32.3	34.5	30.7	32.4	32.7	30.5	32.7	25.1	31.5	35.6
5	8.864	1.353683	43.0	45.6	44.0	47.0	41.8	44.1	44.5	41.6	32.5	34.1	28.7	48.5
10	18.774	1.619422	51.4	54.6	52.6	56.2	50.0	52.8	53.3	49.7	38.9	40.8	34.3	58.0
25	48.455	1.991293	63.2	67.1	64.7	69.1	61.5	64.9	65.5	61.1	47.8	50.2	42.2	71.3
50	97.910	2.295839	72.9	77.4	74.6	79.7	70.9	74.8	75.5	70.5	55.1	57.9	48.7	82.2
100	196.813	2.624665	83.3	88.5	85.3	91.1	81.0	85.6	86.4	80.6	63.0	66.1	55.6	94.0
200	394.618	2.980875	94.6	100.5	96.9	103.4	92.0	97.2	98.1	91.5	71.5	75.1	63.2	106.7
500	988.029	3.498721	111.1	117.9	113.7	121.4	108.0	114.1	115.1	107.4	84.0	88.2	74.2	125.3

T	T <sub>p</sub>	Cuant.Reg	Manzanares	Peñarroya	Poblete	Pto.Lápice	Ruidera	S.C del Valle	Socuellamos	S.C de Mudela	Torralba	Valdepeñas	Villarta
2	2.854	0.995069	31.9	32.9	32.1	32.5	33.7	34.2	35.0	34.6	32.4	33.7	31.8
5	8.864	1.353683	43.5	44.8	43.7	44.3	45.9	46.6	47.6	47.1	44.1	45.9	43.3
10	18.774	1.619422	52.0	53.6	52.3	53.0	54.9	55.7	57.0	56.4	52.8	54.9	51.8
25	48.455	1.991293	63.9	65.9	64.3	65.1	67.5	68.5	70.1	69.3	64.9	67.5	63.7
50	97.910	2.295839	73.7	76.0	74.2	75.1	77.8	79.0	80.8	79.9	74.8	77.8	73.5
100	196.813	2.624665	84.3	86.9	84.8	85.8	89.0	90.3	92.4	91.3	85.6	89.0	84.0
200	394.618	2.980875	95.7	98.7	96.3	97.5	101.1	102.5	104.9	103.7	97.2	101.1	95.4
500	988.029	3.498721	112.3	115.8	113.0	114.4	118.6	120.4	123.2	121.8	114.1	118.6	112.0

Tabla 59: Precipitación diaria máxima en las estaciones de la región (Anual- P<sub>24h</sub>-PDS)



### 5.3. Elección de $P_{24h}$

En las siguientes tablas se puede comprobar que los resultados de  $P_{24h}$  en el núcleo de Valdepeñas obtenidos con el análisis AMS (apartado 5.2) y en el análisis PDS (apartado 5.3) sólo difieren significativamente para el periodo de retorno de 500 años (T500).

Dado que los resultados que arroja el análisis AMS están del lado de la seguridad para periodos de retorno mayores o iguales 50 años y siendo precisamente éstos los que se deben tener en cuenta a la hora de calcular caudales de avenidas se adopta como  $P_{24h}$  los cuantiles obtenidos bajo dicho análisis.

#### Resultados Análisis AMS en Valdepeñas

T	Cuant.Reg	Valdepeñas
2	0.9031815	<b>32.2</b>
5	1.2449405	<b>44.3</b>
10	1.5044973	<b>53.6</b>
25	1.8759704	<b>66.8</b>
50	2.1868448	<b>77.9</b>
100	2.5287556	<b>90.0</b>
200	2.9060038	<b>103.5</b>
500	3.4662716	<b>123.4</b>

Tabla 60: Resultados. Precipitaciones máximas en Valdepeñas (Anual-  $P_{24h}$ -AMS)

#### Resultados Análisis PDS en Valdepeñas

T	$T_p$	Cuant.Reg	Valdepeñas
2	2.854	0.995069	33.7
5	8.864	1.353683	45.9
10	18.774	1.619422	54.9
25	48.455	1.991293	67.5
50	97.910	2.295839	77.8
100	196.813	2.624665	89.0
200	394.618	2.980875	101.1
500	988.029	3.498721	118.6

Tabla 61: Resultados. Precipitaciones máximas en Valdepeñas (Anual-  $P_{24h}$ -PDS)





polígono de San Carlos del Valle. Sin embargo el resto de pluviómetros no influyen en la cuenca pues no intersectan a su superficie. De acuerdo con este planteamiento en el cálculo de la precipitación media areal el 95% del peso de la misma es debido al pluviómetro de Valdepeñas interviniendo muy poco o nada las demás estaciones. Para evitar la pérdida de información que esto conlleva se ha preferido obtener la precipitación media areal mediante interpolación ponderada por el cuadrado de la distancia (IDW), de esta forma todas las estaciones pluviométricas aportan información al modelo.

En la figura siguiente se muestra el resultado de la interpolación IDW en base a la precipitación máxima diaria de las 24 estaciones pluviométricas para un periodo de retorno de 500 años. La leyenda se expresa en mm. La precipitación media sobre la cuenca arroja un resultado de 123,7 mm.

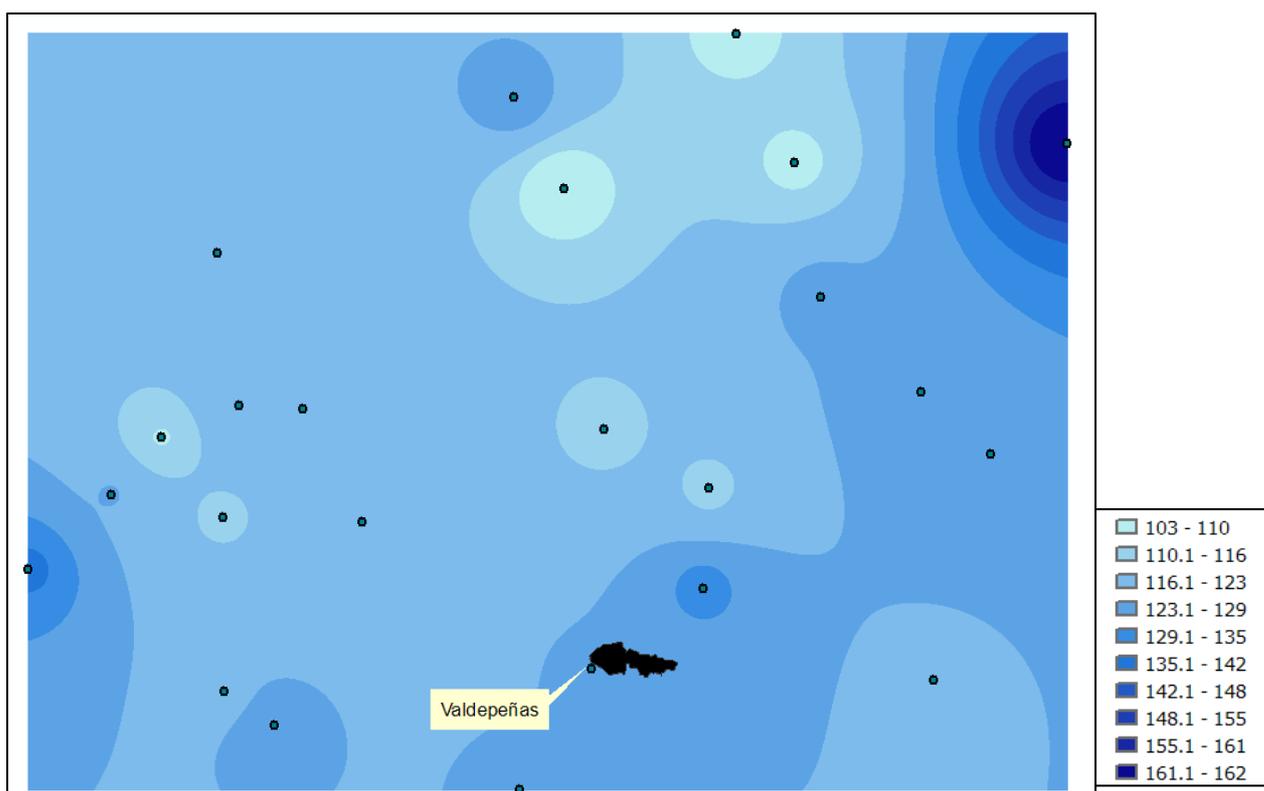


Figura 21: Interpolación IDW de la  $P_{24h}$  en la región .T=500 años (Anual-  $P_{24h}$ -AMS)

Procediendo de igual manera para los demás periodos de retorno, obtenemos el siguiente cuadro de precipitación media areal en 24h:



Periodo de Retorno	Precipitación areal 24h (mm)
2	32.3
5	44.5
10	53.8
25	67.0
50	78.2
100	90.35
200	103.9
500	123.7

Tabla 62: Precipitación areal en la cuenca (Anual-  $P_{24h}$ -AMS)

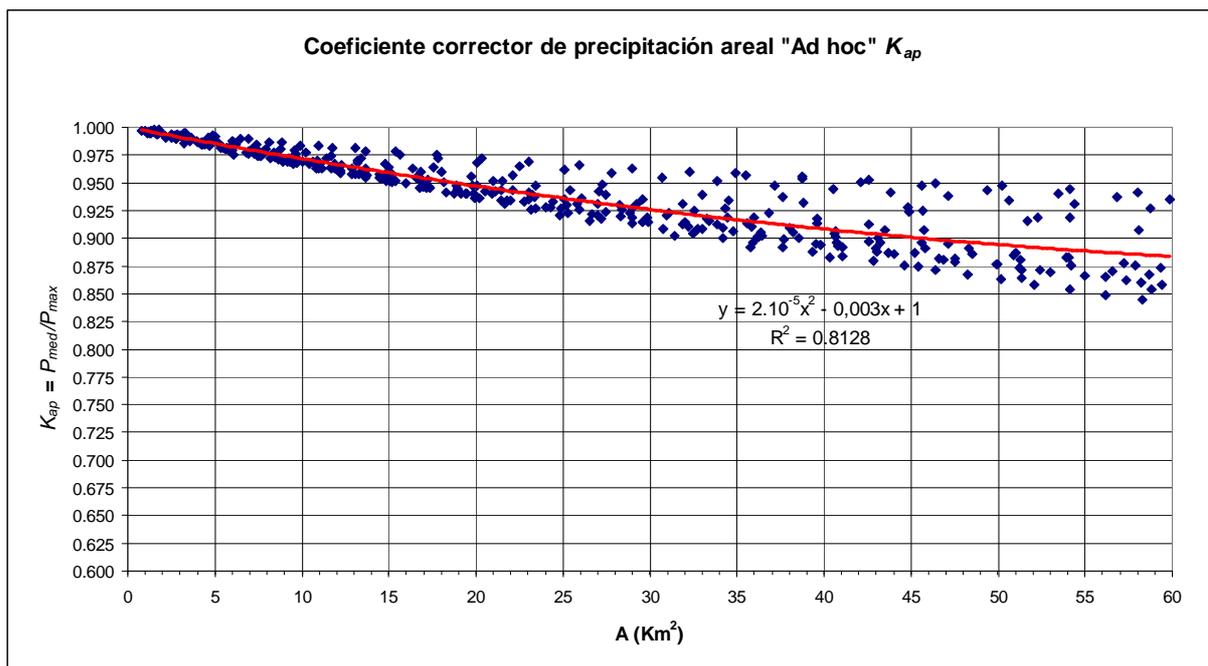
### 5.5. Distribución de la lluvia sobre la cuenca

Es conocido que la intensidad media de la lluvia disminuye a medida que se consideran áreas mayores y además que mientras menor es la duración de la tormenta menos probable es que se extienda a un área mayor. De acuerdo con estas premisas existen diferentes gráficas que reproducen la variación de la precipitación media sobre un área en función de la superficie de la cuenca y el tiempo de duración del aguacero. Una de estas gráficas es la propuesta por Témez la cual sólo tiene en cuenta la superficie de la cuenca mediante la fórmula estableciendo un coeficiente corrector de la precipitación areal  $K_a$  definido por la fórmula:

$$K_a = 1 - \frac{\log A}{15} \text{ , en donde } A \text{ es el área de la cuenca en Km}^2$$

Sin embargo en este trabajo se ha realizado un estudio “*Ad hoc*” de la variación de la precipitación media respecto de la precipitación media  $P_{med}/P_{max}$  en diferentes sucesos de precipitación simultanea en estaciones próximas obteniéndose un coeficiente corrector particularizado al que se ha denominado  $K_{ap}$  .

En el siguiente gráfico se muestra la nube de puntos correspondientes a los pares de puntos  $(A, P_{med}/P_{max})$  obtenida a partir de los datos existentes así como la línea de tendencia ajustada a dichos datos:



**Figura 22: Gráfico del coeficiente corrector de precipitación areal “Ad hoc”**

La ecuación de la línea de tendencia que mejor ajusta los datos resulta ser la poligonal de 2º grado siguiente:

$$K_{ap} = 2.10^{-5}A^2 - 0,003A + 1$$

El resultado de aplicar a la superficie de la cuenca en estudio (19.7 km<sup>2</sup>) ambos coeficientes correctores  $K_a$  y  $K_{ap}$  es :

$$K_a(19.7) = 0.914$$

$$K_{ap}(19.7) = 0.949$$

Es decir  $K_{ap}$  es un 3.8% superior al coeficiente corrector aportado por Témez, por lo que se decide utilizar  $K_{ap}$  por estar del lado de seguridad y ser específico del lugar y la escala del presente estudio. Aplicando dicho coeficiente a la precipitación areal resulta el siguiente cuadro de precipitación areal corregida por  $K_{ap}$  :

Periodo de Retorno	Precipitación areal 24h (mm)	Coefficiente $K_{ap}$	Precipitación areal 24h corregida
2	32.3	0.949	<b>30.6</b>
5	44.5	0.949	<b>42.2</b>
10	53.8	0.949	<b>51.1</b>
25	67.0	0.949	<b>63.6</b>
50	78.2	0.949	<b>74.2</b>
100	90.35	0.949	<b>85.7</b>
200	103.9	0.949	<b>98.6</b>
500	123.7	0.949	<b>117.4</b>

**Tabla 63: Precipitación areal corregida (Anual- P<sub>24h</sub>-AMS)**



## 5.6. Intensidad de la precipitación en función de la duración

Uno de los datos de entrada en el modelo HMS de precipitación – escorrentía es la forma de la lluvia, o lo que es lo mismo, la distribución temporal de la intensidad de la misma durante el aguacero. Los datos de intensidad de precipitación en función de la duración del aguacero para distintos periodos de retorno se denominan curvas de intensidad-duración-frecuencia (IDF) y se obtienen a partir de registros de estaciones pluviográficas. Dado que las estaciones pluviométricas seleccionadas de la zona de estudio carecen de registros horarios, se ha realizado el análisis de distribución y duración de aguaceros a partir de las curvas IDF sintéticas propuestas por Témez en la Instrucción de Carreteras 5.2- IC “Drenaje Superficial” (1990) :

$$\frac{I}{I_d} = \left(\frac{I_1}{I_d}\right) \frac{28^{0.1-D^{0.1}}}{28^{0.1}-1}$$

donde :

$I$  es la intensidad media máxima en mm/h asociada a una duración de lluvia  $D$  [hs]

$I_d$  es la intensidad media diaria en mm/h igual a  $P_{24}$  horas/24,

$I/I_d$  la relación entre intensidad horaria e intensidad media diaria, que depende de la ubicación geográfica según el mapa de isolíneas propuesto en la Instrucción de Carreteras 5.2- IC.

Si trabajamos esta expresión, podemos llegar a una relación entre la lluvia caída en una duración  $D$ , y la caída en 24 horas,  $P_D/P_{24h}$  de manera que:

$$\frac{P_D}{P_{24h}} = \frac{D}{24} \left(\frac{I_1}{I_d}\right) \frac{28^{0.1-D^{0.1}}}{28^{0.1}-1}$$

De acuerdo con esta formulación, para los distintos periodos de retorno considerados los valores de precipitación caída en el tiempo  $D$  (horas) desde el comienzo del aguacero,  $P_D$  (mm), que el modelo de precipitación HMS requiere para establecer el hietograma de cálculo de una duración de 24 horas se recogen en la siguiente tabla:



D	$I_1/I_d$	T=500	T=200	T=100	T=50	T=25	T=10	T=5	T=2
		$P_D$							
0,083	9,5	13.6	11.4	9.9	8.6	7.3	5.9	4.9	3.5
0,25	9,5	24.3	20.4	17.7	15.3	13.2	10.6	8.7	6.3
1	9,5	46.5	39.0	33.9	29.4	25.2	20.2	16.7	12.1
2	9,5	61.8	51.9	45.1	39.0	33.5	26.9	22.2	16.1
3	9,5	72.0	60.5	52.5	45.5	39.0	31.3	25.9	18.8
6	9,5	91.2	76.6	66.6	57.7	49.4	39.7	32.8	23.8
12	9,5	111.9	94.0	81.7	70.7	60.6	48.7	40.2	29.2
24	9,5	132.6	111.3	96.8	83.8	71.8	57.7	47.7	34.6

Tabla 64: Valores de la precipitación caída en distintos tiempos del aguacero (Anual-  $P_{24h}$ -AMS)

### 5.7. Hietograma de cálculo

Se ha utilizado el hietograma tipo “Frequency Storm” del módulo meteorológico del programa HMS. Para ello se le ha suministrado las altura de lluvia caída para distintos momentos de acuerdo con lo calculado en el apartado anterior. El hietograma se ha diseñado para una lluvia de duración 24 horas, intervalos de intensidad cada 15 minutos y con el pico de intensidad máxima situado en segundo tercio de la duración del aguacero por ser ésta la situación mas desfavorable.

El siguiente gráfico muestra el hietograma de diseño para un periodo de retorno de 500 años (T500) en base al cual se han obtenido los resultados del modelo hidrológico:



Hietograma de diseño tipo Frequency Storm de HEC-HMS. Duración 24h. Pico al 67%. T=500

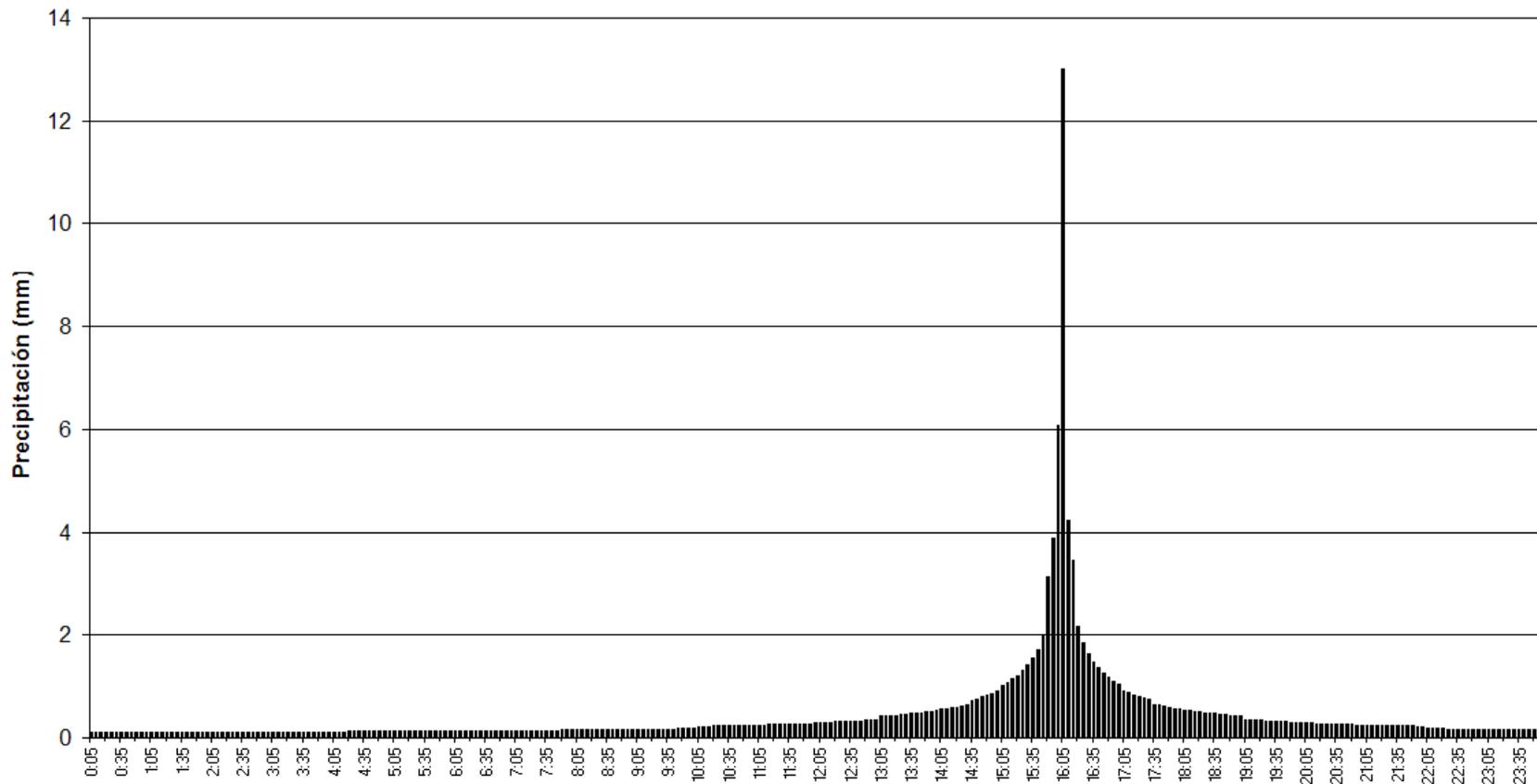


Figura 23: Hietograma de cálculo de duración 24 horas. T= 500 (Anual- P<sub>24h</sub>-AMS)



## 6. Estudio pluviométrico basado en la precipitación estacional de origen tormentoso ( $P_{tor}$ )

### 6.1. Introducción y metodología

Como se ha comentado en la introducción de este anexo el principal proceso responsable del encostramiento es el impacto de las gotas de lluvia contra el suelo. Dicho impacto produce la erosión por salpicadura o splash al romper los agregados superficiales y la consiguiente redistribución de las partículas disgregadas que una vez depositadas rellenan los macroporos. Debido a sucesivos eventos de splash el grosor de la capa deposicional o costra se incrementa de forma progresiva a medida que se acumula la energía cinética de impacto produciendo una disminución de la macroporosidad superficial con los siguientes efectos sobre las propiedades hidráulicas del suelo:

- Disminución de la velocidad de infiltración al estar esta regulada por el porcentaje de macroporos de la superficie del suelo que conlleva una reducción de la capacidad de infiltración
- Disminución de la rugosidad superficial y por consiguiente la rugosidad hidráulica como consecuencia de lo anterior se producirá una mayor escorrentía al disminuir las pérdidas por infiltración, con una velocidad de flujo superior al disminuir la rugosidad hidráulica.

Ensayos realizados para comprobar los efectos de la energía cinética sobre la dinámica de las propiedades del suelo (D.Regües y D.Torri, 2002) concluyen que *“las condiciones optimas para el encostramiento de un suelo agrícola, arcilloso y sin vegetación parecen estar relacionadas con una combinación entre periodos de sequedad y tormentas de alta intensidad o elevada energía”*.

Teniendo en cuenta que en el suelo de la cuenca receptora objeto de este estudio se cumplen dichas condiciones respecto a su composición, uso, cobertura y periodos de sequedad, se ha estimado conveniente tener en cuenta el efecto que el encostramiento puede tener sobre la respuesta hidrológica de la cuenca para lo cual es preciso conocer su régimen pluviométrico de tormentas.

Aunque existe una relación entre la variación de las propiedades físicas (rugosidad superficial, resistencia mecánica, densidad aparente) e hidrológicas (coeficiente de escorrentía final, rugosidad hidráulica) relacionadas con el encostramiento y la precipitación acumulada los ensayos demuestran que la mejor correlación se produce cuando se relacionan dichas



propiedades con la energía cinética acumulada es decir con la intensidad de precipitación. El problema fundamental para realizar un estudio serio que relacione la intensidad de precipitación o la energía cinética con el encostramiento es que en la zona de estudio no se dispone de suficientes datos de precipitación registrados en estaciones pluviográficas y ninguno de aforos de caudales se escorrentía. Para paliar la falta de datos disponibles y poder simular un escenario en donde se tenga en cuenta el efecto del sellado en la respuesta hidrológica de la cuenca receptora es preciso realizar las siguientes suposiciones:

1ª.- El encostramiento del suelo se produce siempre que la precipitación sea de tipo tormentoso con cierta importancia, es decir siempre que se trate de precipitaciones con intensidades muy superiores a las que se producen en las precipitaciones de tipo frontal.

2ª.- Las precipitaciones de tipo tormentoso importantes son mucho mas probables en unos meses del año determinados y además en estos meses la precipitación máxima diaria mensual se ha producido por un evento tormentoso importante.

Bajo estos supuestos el objetivo de este estudio pluviométrico es estimar la precipitación máxima de un evento tormentoso a partir de las series de precipitación máxima diaria disponibles. Para ello, dado que en las series no se diferencian los eventos de tipo tormentoso de los eventos de tipo frontal, lo primero que se debe hacer es intentar caracterizar el periodo de tormentas en la zona de estudio. A este respecto el Instituto Meteorológico Nacional (IMN) aporta la siguiente información referente a las variables climatológicas de la provincia de Ciudad Real:

CIUDAD REAL (INSTITUTO)													
Máx. núm. de días de tormenta en el mes	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Sep.	Oct.	Nov.	Dic.	Resumen Anual
	0	2	3	7	7	11	5	5	7	3	2	2	11
	1904	1913	1961	1943	1920	1963	1905	1959	1910	1942	1909	1955	Jun 1963
CIUDAD REAL (ESCUELA DE MAGISTERIO)													
Máx. núm. de días de tormenta en el mes	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Sep.	Oct.	Nov.	Dic.	Resumen Anual
	1	3	3	6	9	10	10	6	9	4	2	2	10
	1990	1978	1990	1974	1971	1976	1976	1990	1979	1994	1972	1983	Jul 1976

Tabla 65: Máximo nº de tormentas al mes. Estaciones meteorológicas de Ciudad Real capital

Como puede verse en el cuadro superior, los meses de abril, mayo, junio, julio, agosto y septiembre son con diferencia el los que se producen mayor número de tormentas. En el cuadro inferior de valores normales, los meses con mayor número de tormentas son los



mismos que en el caso anterior exceptuando el mes de abril. Sin embargo si nos fijamos en los valores normales (cuadro inferior) en los meses de junio, julio y agosto los días de tormenta superan a los días con precipitación > 1mm y además en dichos meses las precipitaciones mensuales acumuladas son las mas bajas de todo el año. Todo ello nos lleva a realizar la suposición que las precipitaciones ocurridas en los meses de junio, julio y agosto provienen fundamentalmente de eventos aislados de carácter tormentoso.

Si bien los datos del IMN se refieren a estaciones meteorológicas de Ciudad Real capital, la similitud de las condiciones orográficas y climatológicas con el municipio de Valdepeñas ocasiona que se la suposición realizada sea extrapolable a éste municipio.

CIUDAD REAL (ESCUELA DE MAGISTERIO)												
Periodo: 1971-2000	Altitud (m): 627			Latitud: 38 59 22				Longitud: 3 55 11				
MES	T	TM	Tm	R	H	DR	DN	DT	DF	DH	DD	I
ENE	5.7	10.8	0.6	36	79	6	1	0	7	15	6	132
FEB	7.7	13.5	1.9	34	72	6	1	0	4	9	5	157
MAR	10.4	17.1	3.7	28	62	5	0	1	2	5	6	212
ABR	12.3	18.8	5.8	44	61	8	0	1	1	1	4	222
MAY	16.4	23.3	9.6	43	58	7	0	3	0	0	3	266
JUN	21.6	29.1	14.1	29	50	4	0	4	0	0	8	304
JUL	25.4	33.7	17	9	45	1	0	2	0	0	15	346
AGO	25	33.2	16.8	7	46	1	0	2	0	0	13	324
SEP	20.8	28.2	13.5	22	55	3	0	2	0	0	8	246
OCT	14.9	21	8.8	47	68	6	0	1	2	0	5	192
NOV	9.5	14.9	4.2	42	77	6	0	0	6	5	4	140
DIC	6.7	11.3	2.1	55	82	8	0	0	9	11	5	116
AÑO	14.7	21.2	8.2	396	63	62	2	17	31	47	84	2656

Tabla 66: Valores normales de variables meteorológicas.

**Estaciones meteorológicas de Ciudad Real (Escuela de Magisterio)**

En donde:

- T: Temperatura media mensual/anual (°C)
- TM: Media mensual/anual de las temperaturas máximas diarias (°C)
- Tm: Media mensual/anual de las temperaturas mínimas diarias (°C)
- R : Precipitación mensual/anual media (mm)
- H: Humedad relativa media (%)
- DR: Número medio mensual/anual de días de precipitación superior o igual a 1 mm
- DN: Número medio mensual/anual de días de nieve
- DT: Número medio mensual/anual de días de tormenta
- DF: Número medio mensual/anual de días de niebla
- DH: Número medio mensual/anual de días de helada
- DD: Número medio mensual/anual de días despejados
- I: Número medio mensual/anual de horas de sol



## 6.2. Análisis con series de máximos anuales (AMS)

Las series de datos pluviométricos empleadas en este estudio corresponden a la precipitación máxima diaria mensual del trimestre comprendido por junio, julio y agosto. El tratamiento estadístico que se va a realizar a partir de ellas es el mismo que el realizado en el estudios anteriores a partir de las series de máximos anuales salvo que ahora el año incluye tres meses en vez de doce.

### 6.2.1 Comprobación de la homogeneidad regional

Se ha partido de la región conformada por las 24 estaciones del estudio anterior pero se han tenido que desechar las series de las siguientes estaciones por arrojar valores de discordancia de Hosking elevados:

- Alcázar de San Juan      - Poblete
- Calzada de Calatrava    - Pozuelo de Calatrava
- Fuenllana                 - Puerto Lápice

Sobre las región conformada por las 18 estaciones restantes se ha comprobado su homogeneidad.

#### a) *Test de Hosking and Wallis*

Al igual que lo realizado en el apartado 5.2.1 primero se calculan en cada estación los L-moments ratios y el valor de la Discordancia de cada estación de la región. Todo ello se muestra en la siguiente tabla:

cod	Estación	nº datos	$\tau_2 = \lambda_2 / \lambda_1$ L-CV	$\tau_3 = \lambda_3 / \lambda_2$ L-SKEW	$\tau_4 = \lambda_4 / \lambda_2$ L-KURT	Discordancy D
1	Alameda de Cervera	34	0.37673	0.14740	0.09213	1.750
3	Aldea del Rey	34	0.40419	0.27774	0.16468	1.130
4	Argamasilla Alba	34	0.42084	0.20436	0.13765	0.903
5	Bolaños de Calatrava	33	0.37239	0.17030	0.17722	1.494
7	Carrión	34	0.43541	0.36337	0.27348	1.064
8	Ciudad Real	29	0.35432	0.23810	0.21748	0.777
9	Corral de Calatrava	34	0.48147	0.28514	0.16697	1.283
11	La Solana	34	0.37990	0.24975	0.22494	0.512
12	Malagón	28	0.43629	0.31902	0.21592	0.289
13	Manzanares	33	0.44834	0.29364	0.23128	0.726
14	Peñarroya (Embalse)	34	0.41429	0.27438	0.14702	1.550
18	Ruidera	34	0.37398	0.22546	0.17684	0.254
19	San Carlos del Valle	34	0.37070	0.28674	0.25357	1.121
20	Socuellamos	33	0.32805	0.20512	0.17936	1.300
21	Santa Cruz de Mudela	24	0.50680	0.37785	0.25823	1.679
22	Torralba de Calatrava	33	0.46758	0.35490	0.21301	1.019
23	Valdepeñas	29	0.40185	0.20402	0.17515	0.768
24	Villarta de San Juan	29	0.44195	0.31706	0.24066	0.381

Tabla 67: L-momentos y Discordancia de las estaciones seleccionadas (Estacional – P<sub>tor</sub>- AMS)



A continuación se calculan los L-moments ratios regionales y a partir de ellos los se ajustan los parámetros de la distribución tipo Kappa necesaria para extraer muestras de regiones homogéneas de características similares a la conformada por las 18 estaciones seleccionadas en este estudio.

Regional L-momers ratios	
L-CV, reg	0.4057495
L-SKEW.reg	0.2696838
L-KURT,reg	0.2014115

Tabla 68: Regional L-momentos coeficientes (Estacional-  $P_{tor}$ -AMS)

Parámetros de la distribución regional Kappa			
xi (localiz.)	Alfa (escala)	k (forma)	h
0.6435304	0.4841938	-0.1620615	-0.0636241

Tabla 69: Parámetros de la distribución regional Kappa (Estacional-  $P_{tor}$ -AMS)

Seguidamente se muestra los resultados de los H-test de Hosking and Wallis:

Resultados del H-test (Hosking and Wallis)	
NUMBER OF SIMULATIONS	1000
OBSERVED S.D. OF GROUP L-CV	0.0448441
SIM. MEAN OF S.D. OF GROUP L-CV	0.0522745
SIM. S.D. OF S.D. OF GROUP L-CV	0.0084030
<b>STANDARDIZED TEST VALUE H1</b>	<b>-0.88</b>

Tabla 70: Resultados del H-test (Estacional-  $P_{tor}$ -AMS)

Obsérvese que al resultar  $H1 < 1$  la región puede considerarse homogénea de acuerdo con Hosking and Wallis. Sin embargo, siguiendo el criterio de A.Viglione (2006) al ser L-Skew regional  $> 0,23$  debemos realizar el test de Anderson-Darlig.

### b) Test de Anderson-Darlig

En el cuadro siguiente se resume el resultado de este test elaborado con el package homtest (A. Viglione) bajo el software “R”. El P-valor resultante es inferior al nivel de significancia  $\alpha$ , por lo que debe rechazarse la hipótesis nula a favor de la alternativa es decir la región es No heterogénea.

<b>Test: Anderson-Darling</b>	
Nº Simulaciones = 500	
Alpha =0.05	
<b>H0.- Región homogénea</b>	
H1.- Región no homogénea	
<b>Statistic value</b>	<b>p-value</b>
8.868028	0.112000

Tabla 71: Resultados del tests Anderson-Darling (Estacional-  $P_{tor}$ -AMS)

*A la luz de los resultados obtenidos se concluye que la región conformada por las 18 estaciones seleccionadas es homogénea.*



### 6.2.2 Ajuste de una función de distribución triparamétrica

Una vez comprobada la homogeneidad regional se realiza el Z-test de Hosking and Wallis para seleccionar de entre varias distribuciones triparamétricas la de mejor ajuste. Como se comentó anteriormente el ajuste de una distribución se debe aceptar con un nivel de confianza del 90% si el valor absoluto de  $Z^{DIST}$  es menor que 1,64. En el cuadro siguiente se muestra el valor del estadístico  $Z^{DIST}$  para distintas distribuciones propuestas (el test se ha realizado con 1000 simulaciones de regiones homogéneas) :

Distribución propuesta	$Z^{DIST}$
GEN. LOGISTIC	1.0184
GEN. EXTREME VALUE	-0.4073
GEN. NORMAL	-1.192
PEARSON TYPE III	-2.5738
GEN. PARETO	-4.0232

Tabla 72: Resultado del Z-test (Estacional-  $P_{tor}$  -AMS)

Para visualizar la función de distribución regional triparamétrica que mejor representa a la región, en la siguiente figura muestra el gráfico de L-kurtosis vs L-Skewness. En él, los círculos representan los pares de valores para las 18 estaciones de la región, las líneas representan las gráficas resultantes para cada distribución y el cuadrado negro situado sobre la línea de la distribución GEV representa la media regional.

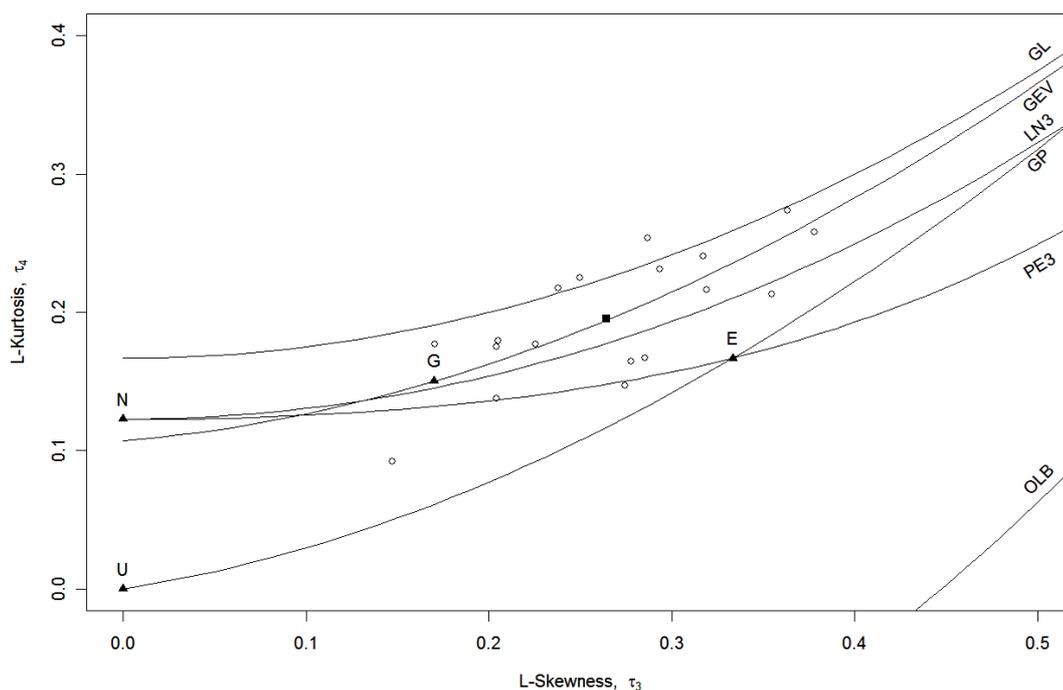


Figura 24: Gráfico de L-kurtosis vs L-Skewness (Estacional-  $P_{tor}$  -AMS)

Anexo 1



A la vista de los resultados, concluimos que el mejor ajuste se produce con la distribución tipo General Extreme Value al arrojar un menor valor de ZDIST. El ajuste de los parámetros de la distribución tipo General Extreme Value regional en base a los L-momentos regionales da el siguiente resultado:

Parámetros distribución GEV	
Localización	0.6231023
Escala	0.5101210
Forma	-0.1416989

Tabla 73: Parámetros de la dist. GEV (Estacional-  $P_{tor}$  -AMS)

### 6.2.3 Precipitación tormentosa máxima (PTOR)

A partir de la función GEV regional ajustada en el apartado anterior se obtienen los cuantiles regionales para los diferentes periodos de retorno. Los cuantiles locales, es decir la precipitación diaria máxima ( $P_{TOR}$ ) en cada estación se obtienen multiplicando los cuantiles regionales por la precipitación media de cada estación de la región. En el cuadro siguiente se muestra el resultado:

T	Cuant.Reg	Alameda	Aldea	Argam. Alba	Bolaños	Carrión	Ciudad Real	Corral	La Solana	Malagón
2	0.815008	12.7	13.5	17.8	17.7	16.6	15.7	12.4	16.5	17.6
5	1.475646	22.9	24.5	32.3	32.0	30.1	28.3	22.5	29.9	31.9
10	1.975199	30.7	32.7	43.2	42.8	40.3	37.9	30.1	40.0	42.6
25	2.687305	41.7	44.5	58.8	58.2	54.8	51.6	41.0	54.4	58.0
50	3.280963	50.9	54.4	71.7	71.1	66.9	63.0	50.0	66.4	70.8
100	3.931755	61.0	65.2	86.0	85.2	80.1	75.5	60.0	79.6	84.9
200	4.647473	72.1	77.0	101.6	100.7	94.7	89.2	70.9	94.1	100.3
500	5.706396	88.6	94.6	124.8	123.6	116.3	109.6	87.0	115.6	123.2

T	Cuant.Reg	Manzan.	Peñaroya	Ruidera	SC Valle	Socuela.	SC Mudela	Torralba	Valdepeñas	Villarta
2	0.815008	16.0	19.1	20.9	18.9	18.1	14.9	15.7	16.3	14.6
5	1.475646	29.0	34.6	37.8	34.1	32.7	27.0	28.4	29.5	26.5
10	1.975199	38.9	46.3	50.6	45.7	43.8	36.2	38.1	39.5	35.4
25	2.687305	52.9	63.0	68.9	62.2	59.5	49.2	51.8	53.7	48.2
50	3.280963	64.5	77.0	84.1	75.9	72.7	60.1	63.2	65.6	58.8
100	3.931755	77.3	92.2	100.7	91.0	87.1	72.0	75.8	78.6	70.5
200	4.647473	91.4	109.0	119.1	107.5	102.9	85.1	89.6	92.9	83.3
500	5.706396	112.2	133.8	146.2	132.0	126.4	104.5	110.0	114.1	102.3

Tabla 74: Precipitación tormentosa máxima en las estaciones de la región (Estacional-  $P_{tor}$  -AMS)



### 6.3. Análisis con series de duración parcial (PDS)

#### 6.3.1 Introducción

En este apartado se abordará el análisis regional de frecuencias de episodios tormentosos estacionales empleando para ello series de duración parcial siendo válido lo comentado anteriormente respecto a la importancia de la correcta selección del umbral de excedencia y respecto a la necesidad de garantizar la independencia de las observaciones. En este caso, al tratarse de episodios lluviosos de tipo convectivo, la longitud temporal de los “clusters” se ha rebajado hasta 1 día lo que implica como máximo una excedencia del umbral seleccionado cada 2 días, es decir, después de aplicar a la serie original el filtro o “declustering” se obtiene una nueva serie en la cual sólo se tiene en cuenta la mayor precipitación superior al umbral ocurrida cada 2 días.

#### 6.3.2 Selección del umbral de precipitación

Se realiza en primer lugar el gráfico de Hill con los datos diarios de las 24 estaciones seleccionadas:

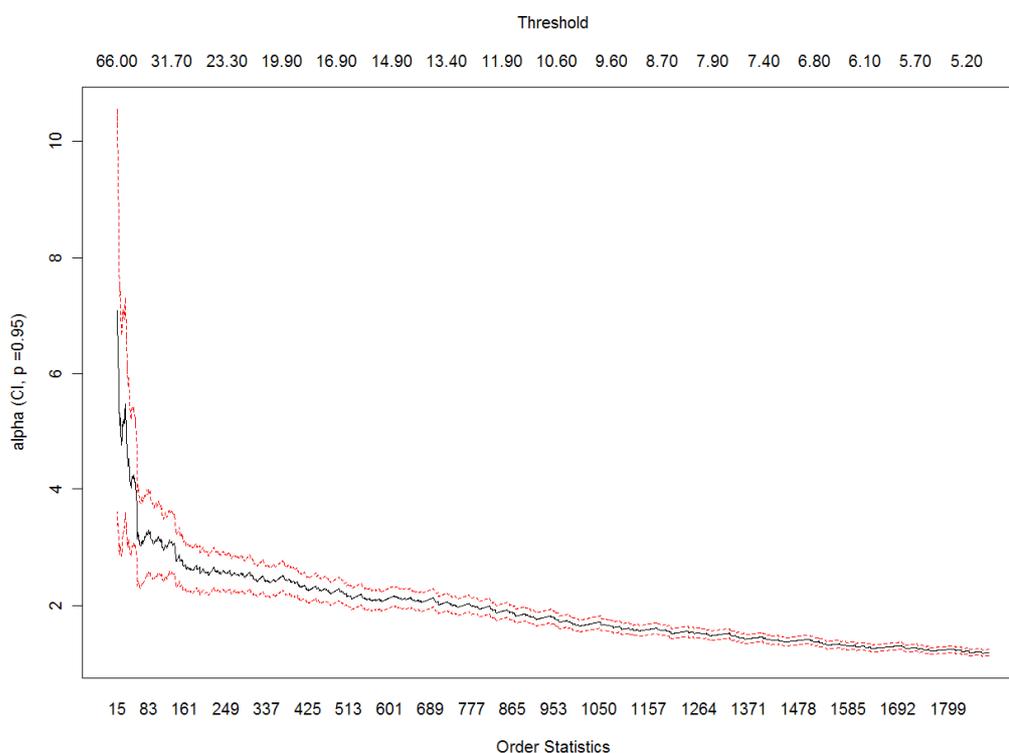


Figura 25: Gráfico de Hill para selección del umbral (Estacional-  $P_{tor}$  -PDS)

Puede apreciarse que en el entorno de valores de umbral comprendido entre 13 y 15 mm el gráfico es prácticamente constante por lo que el valor umbral óptimo debe estar en este



entorno. En el siguiente gráfico de la vida media residual se observa linealidad en el entorno del umbral 9 a 14 mm por lo cual el umbral óptimo de precipitación debe estar en este entorno:

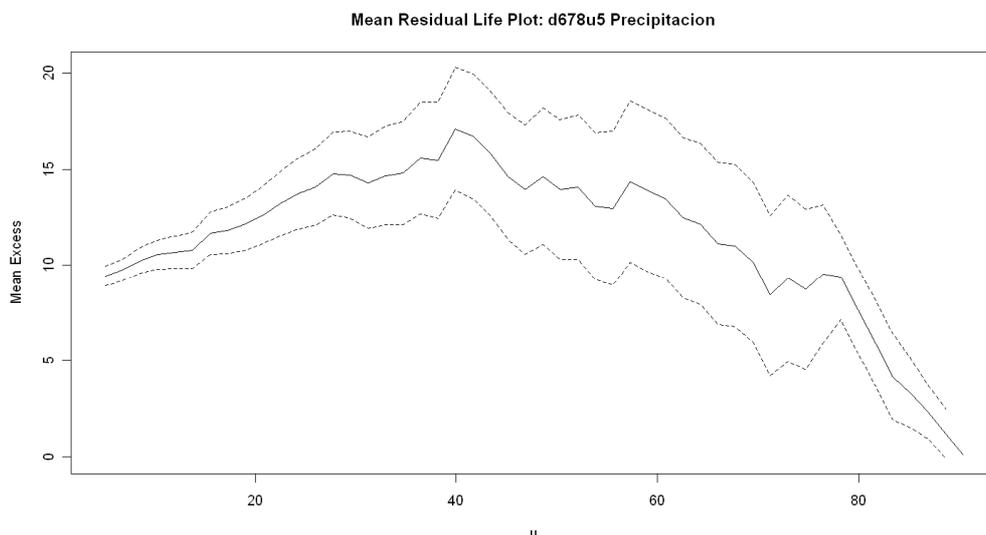


Figura 26: Gráfico de la vida residual media para fijar umbral de excedencias (Estacional-  $P_{tor}$  -PDS)

Y en estos los dos siguientes gráficos se observa estabilidad de los parámetros de escala y forma de la función de distribución General Pareto en el umbral de 13 mm por lo que se elige este valor como umbral de la serie de excedencias.

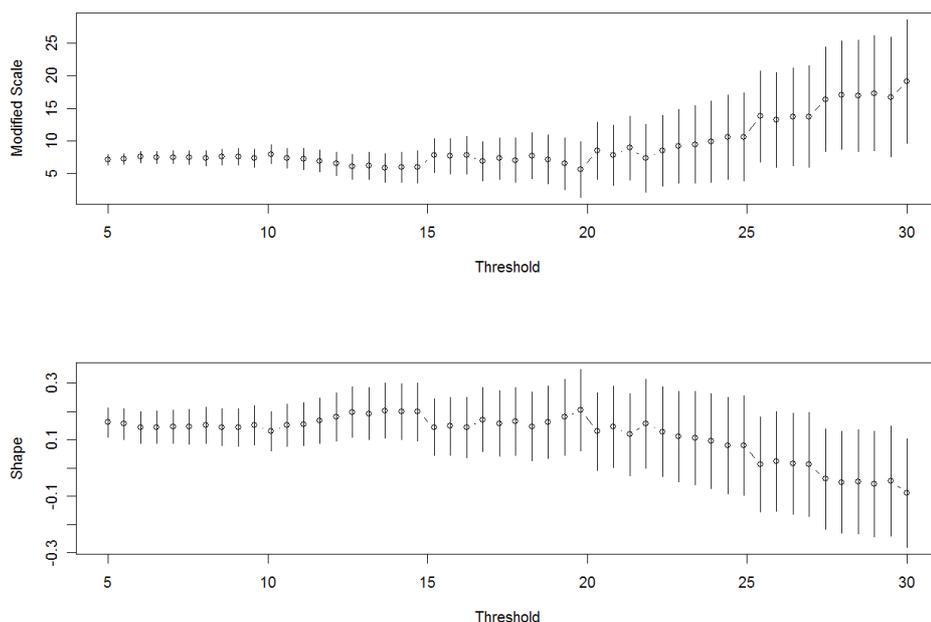


Figura 27: : Estabilidad de los parámetros de forma y escala al variar el umbral (Estacional-  $P_{tor}$  -PDS)



### 6.3.3 Comprobación de la homogeneidad regional

Se ha partido de la región conformada por las 24 estaciones del estudio anterior pero se han tenido que desechar las series de las siguientes estaciones por arrojar valores de discordancia de Hosking elevados:

- Alameda
- Fuenllana
- Poblete
- Pozuelo de Calatrava

Sobre las región conformada por las 20 estaciones restantes se ha comprobado su homogeneidad.

#### a) Test de Hosking and Wallis

Se calculan en cada estación los L-moments ratios y el valor de la Discordancia de cada estación de la región. Todo ello se muestra en la siguiente tabla:

cod	Estación	nº datos	$\tau_2 = \lambda_2 / \lambda_1$ L-CV	$\tau_3 = \lambda_3 / \lambda_2$ L-SKEW	$\tau_4 = \lambda_4 / \lambda_2$ L-KURT	Discordancy D
2	Alcázar de San Juan	27	0.2449246	0.4398540	0.1661648	1.592
3	Aldea del Rey	28	0.2281347	0.4243480	0.2100375	0.738
4	Argamasilla Alba	36	0.2355704	0.3863746	0.2695067	0.796
5	Bolaños de Calatrava	37	0.2417676	0.3719724	0.1918686	0.319
6	Calzada de Calatrava	29	0.2009791	0.3003376	0.1893304	1.701
7	Carrión	35	0.2689471	0.5224045	0.4000955	2.326
8	Ciudad Real	31	0.2173057	0.4047143	0.2840119	0.711
9	Corral de Calatrava	32	0.2263941	0.3794212	0.1451913	1.008
11	La Solana	38	0.2341502	0.4133788	0.2288846	0.149
12	Malagón	32	0.2782800	0.4864795	0.2590764	0.382
13	Manzanares	34	0.2661501	0.5003799	0.3347580	0.917
14	Peñarroya (Embalse)	37	0.2848311	0.3589387	0.1315431	2.251
17	Puerto Lápice	43	0.2627156	0.4859965	0.3054628	0.528
18	Ruidera	47	0.2660325	0.4018871	0.2124120	0.370
19	San Carlos del Valle	39	0.2641158	0.4718835	0.2772329	0.246
20	Socuellamos	42	0.2338117	0.3711462	0.2081240	0.308
21	Santa Cruz de Mudela	21	0.3287226	0.5118811	0.1928996	2.143
22	Torralba de Calatrava	27	0.3054250	0.4349129	0.2303748	1.568
23	Valdepeñas	27	0.2409302	0.4169171	0.2578161	0.137
24	Villarta de San Juan	28	0.3069902	0.5001841	0.2173009	1.117

Tabla 75: : L-momentos y Discordancia de las estaciones seleccionadas (Estacional-  $P_{tor}$  -PDS)

A continuación se calculan los L-moments ratios regionales y a partir de ellos los se ajustan los parámetros de la distribución tipo Kappa necesaria para extraer muestras de regiones homogéneas de características similares a la conformada por las 20 estaciones seleccionadas en este estudio.



Regional L-moments ratios	
L-CV, reg	0.2517856
L-SKEW,reg	0.4227072
L-KURT,reg	0.2337681

Tabla 76: Regional L-momentos coeficientes (Estacional- P<sub>tor</sub> -PDS)

Parámetron de la distribución regional Kappa			
xi (localiz.)	Alfa (escala)	k (forma)	h
0.4992256	0.4046331	-0.1555503	1.1425417

Tabla 77: : Parámetros de la distribución regional Kappa (Estacional- P<sub>tor</sub> -PDS)

Seguidamente se muestra los resultados de los H-test de Hosking and Wallis:

Resultados del H-test (Hosking and Wallis)	
NUMBER OF SIMULATIONS	2000
OBSERVED S.D. OF GROUP L-CV	0.0323352
SIM. MEAN OF S.D. OF GROUP L-CV	0.04250213
SIM. S.D. OF S.D. OF GROUP L-CV	0.00746701
<b>STANDARDIZED TEST VALUE H1</b>	<b>-1.361580</b>

Tabla 78: : Resultados del H-test (Estacional- P<sub>tor</sub> -PDS)

Se observa que al resultar  $H1 < 1$  la región puede considerarse homogénea de acuerdo con Hosking and Wallis. Sin embargo, siguiendo el criterio de A.Viglione (2006) al ser L-Skew regional  $> 0,23$  debemos realizar el test de Anderson-Darlig.

### b) Test de Anderson-Darlig

En el cuadro siguiente se resume el resultado de este test elaborado con el package homtest (A. Viglione) bajo el software “R”. El P-valor resultante es superior al nivel de significancia  $\alpha$ , por lo que debe aceptarsela hipótesis nula, es decir la región es homogénea.

<b>Test: Anderson-Darling</b>	
Nº Simulaciones =1000	
<b>Alpha = 0.05</b>	
<b>H0.- Región homogénea</b>	
H1.- Región no homogénea	
<b>Statistic value</b>	<b>p-value</b>
24.95635	0.290

Tabla 79: Resultado del test de Anderson-Darling (Estacional- P<sub>tor</sub> -PDS)

*A la luz de los resultados obtenidos se concluye que la región conformada por las 20 estaciones seleccionadas es homogénea.*



### 6.3.4 Ajuste de una función de distribución triparamétrica

Una vez comprobada la homogeneidad regional se realiza el Z-test de Hosking and Wallis para seleccionar de entre varias distribuciones triparamétricas la de mejor ajuste. Como se comentó anteriormente el ajuste de una distribución se debe aceptar con un nivel de confianza del 90% si el valor absoluto de  $Z^{DIST}$  es menor que 1,64. En el cuadro siguiente se muestra el valor del estadístico  $Z^{DIST}$  para distintas distribuciones propuestas (el test se ha realizado con 1000 simulaciones de regiones homogéneas) :

Distribución propuesta	$Z^{DIST}$
GEN. LOGISTIC	1.864831
GEN. EXTREME VALUE	1.451172
GEN. NORMAL	0.4866211
PEARSON TYPE III	-1.158905
GEN. PARETO	-0.1000551

Tabla 80: Resultado del Z-test (Estacional-  $P_{tor}$  -PDS)

Para visualizar la función de distribución regional triparamétrica que mejor representa a la región, en la siguiente figura muestra el gráfico de L-kurtosis vs L-Skewness. En él, los círculos representan los pares de valores para las 20 estaciones de la región, las líneas representan las gráficas resultantes para cada distribución y el cuadrado negro situado sobre la línea de la distribución GP (General Pareto) representa la media regional.

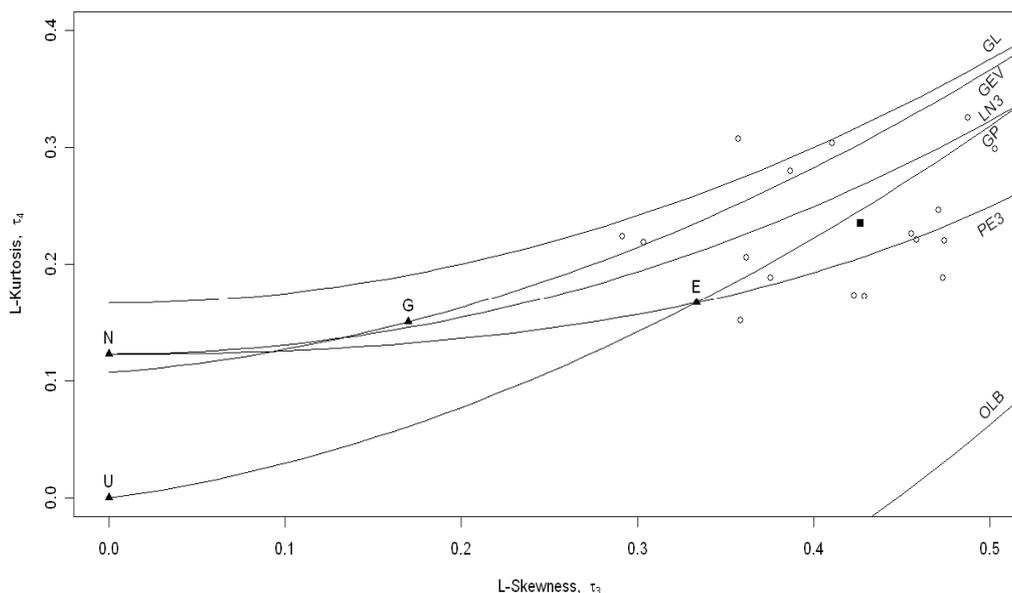


Figura 28: Gráfico de L-kurtosis vs L-Skewness (Estacional-  $P_{tor}$  -PDS)



A la vista de los resultados, concluimos que el mejor ajuste se produce con la distribución tipo General Pareto al arrojar un menor valor absoluto de  $Z^{DIST}$ . El ajuste de los parámetros de la distribución tipo General Pareto base a los L-momentos regionales da el siguiente resultado:

Parámetros distribución General Pareto	
Localización	0.5438799
Escala	0.3701602
Forma	-0.1884588

Tabla 81: Parámetros de la dist. GEV (Estacional-  $P_{tor}$ -PDS)

### 6.3.5 Precipitación tormentosa máxima ( $P_{tor}$ )

A partir de la función General Pareto regional ajustada en el apartado anterior se obtienen los cuantiles regionales para los diferentes periodos de retorno. Como ya se comentó anteriormente para que los cuantiles de precipitación estimados con el análisis realizado a partir de series de maximos anuales (AMS) sean comparables a los estimados a partir de series de duración parcial es preciso realizar una equivalencia entre los periodos de ambos tipos de análisis. En este caso con la serie de excedencias con la que se está trabajando (datos diarios de precipitación en los meses de junio, julio y agosto (92 observaciones al año) con 744 observaciones con valor superior al umbral de excedencia (13 mm) de un total de 56.509, se obtiene:

$$\lambda = \frac{92 \times 744}{56.509} = 1,211$$

T	$T_p$	Cuant.Reg
2	1.7475	0.762
5	5.4282	1.281
10	11.4965	1.692
25	29.6721	2.301
50	59.9561	2.828
100	120.5210	3.426
200	241.6491	4.104
500	605.0322	5.148

Tabla 82: Relación entre periodos de retorno AMS-PDS (Estacional-  $P_{tor}$ -PDS)

Los cuantiles locales en cada estación se obtienen multiplicando los cuantiles regionales por la precipitación media de cada estación de la región. En el cuadro siguiente se muestra el resultado:



Diagnóstico, Análisis de Alternativas y Definición de Medidas de Actuación para Reducir el Riesgo de Inundación en el Municipio de Valdepeñas (Ciudad Real)

T	T <sub>p</sub>	Cuant.Reg	Alcazar	Aldea	Argam.Alba	Bolaños	Calzada	Carrión	Ciudad Real	Corral	La Solana	Malagón
2	1.7475	0.762	14.0	13.3	16.7	14.8	14.3	15.3	14.0	13.7	15.3	14.8
5	5.4282	1.281	23.5	22.4	28.0	24.9	24.0	25.7	23.6	23.1	25.7	25.0
10	11.4965	1.692	31.0	29.5	37.0	32.9	31.7	34.0	31.2	30.5	34.0	33.0
25	29.6721	2.301	42.2	40.2	50.3	44.7	43.1	46.2	42.4	41.4	46.2	44.8
50	59.9561	2.828	51.8	49.4	61.8	55.0	53.0	56.8	52.1	50.9	56.8	55.1
100	120.5210	3.426	62.8	59.8	74.9	66.6	64.1	68.8	63.2	61.7	68.8	66.8
200	241.6491	4.104	75.2	71.6	89.8	79.8	76.9	82.5	75.7	73.9	82.4	80.0
500	605.0322	5.148	94.3	89.9	112.6	100.1	96.4	103.4	94.9	92.7	103.4	100.3

T	T <sub>p</sub>	Cuant.Reg	Manzanares	Peñarroya	Pto.Lápice	Ruidera	S.C del Valle	Socuellamos	S.C Mudela	Torralba	Valdepeñas	Villarta
2	1.7475	0.762	16.3	16.8	15.2	17.2	15.1	13.8	16.8	15.9	15.2	15.0
5	5.4282	1.281	27.4	28.2	25.6	28.9	25.4	23.3	28.2	26.8	25.6	25.2
10	11.4965	1.692	36.2	37.2	33.9	38.2	33.5	30.7	37.2	35.4	33.8	33.3
25	29.6721	2.301	49.2	50.6	46.0	51.9	45.6	41.8	50.6	48.1	46.0	45.3
50	59.9561	2.828	60.5	62.2	56.6	63.8	56.1	51.4	62.3	59.1	56.5	55.7
100	120.5210	3.426	73.3	75.4	68.6	77.3	67.9	62.3	75.4	71.6	68.5	67.5
200	241.6491	4.104	87.8	90.3	82.1	92.6	81.4	74.6	90.4	85.8	82.1	80.8
500	605.0322	5.148	110.2	113.2	103.0	116.1	102.1	93.6	113.3	107.6	102.9	101.4

Tabla 83: : Precipitación diaria máxima en las estaciones de la región (Estacional- P<sub>tor</sub> -PDS)



#### 6.4. Elección de $P_{tor}$

En las siguientes tablas se puede comprobar que los resultados de  $P_{tor}$  en el núcleo de Valdepeñas obtenidos con el análisis AMS (apartado 6.2) son superiores a los obtenidos con el análisis PDS (apartado 6.3)

#### Resultados Análisis AMS en Valdepeñas

T	Cuant.Reg	Valdepeñas
2	0.815008	16.3
5	1.475646	29.5
10	1.975199	39.5
25	2.687305	53.7
50	3.280963	65.6
100	3.931755	78.6
200	4.647473	92.9
500	5.706396	114.1

Tabla 84: Resultados.  $P_{tor}$  en Valdepeñas (Estacional-  $P_{tor}$  -AMS)

#### Resultados Análisis PDS en Valdepeñas

T	$T_p$	Cuant.Reg	Valdepeñas
2	1.7475	0.762	<b>15.2</b>
5	5.4282	1.281	<b>25.6</b>
10	11.4965	1.692	<b>33.8</b>
25	29.6721	2.301	<b>46.0</b>
50	59.9561	2.828	<b>56.5</b>
100	120.5210	3.426	<b>68.5</b>
200	241.6491	4.104	<b>82.1</b>
500	605.0322	5.148	<b>102.9</b>

Tabla 85: Resultados.  $P_{tor}$  en Valdepeñas (Estacional-  $P_{tor}$  -PDS)

En este caso los resultados de los dos tipos de análisis difieren sustancialmente estando del lado de la seguridad los obtenidos mediante análisis AMS. Sin embargo el estadístico  $Z^{DIST}$  es claramente inferior en el análisis PDS lo cual nos indica una mejor adecuación de los datos muestrales a la distribución teórica propuesta (General Pareto). Además mediante el empleo de PDS se consigue un incremento del 21,1 % de datos muestrales ( $\lambda = 1,211$ ) lo cual supone una mejora sustancial del modelo estadístico basado en PSD sobre el modelo basado en AMS.

*De acuerdo con lo anterior se elige como  $P_{tor}$  los cuantiles obtenidos mediante el análisis PDS.*



### 6.5. Lluvia media sobre la cuenca

Al tratarse de una precipitación tormentosa, es decir de alta intensidad y siendo el área de la cuenca receptora (20 km<sup>2</sup>) inferior al área de una célula convectiva de tamaño medio (5x5 km<sup>2</sup>), se considera que la precipitación media areal es igual a precipitación puntual, es decir, Precipitación areal = P<sub>tor</sub>

### 6.6. Distribución de la lluvia sobre la cuenca

De igual manera que en el apartado 5.5 se aplica el coeficiente corrector particularizado para este estudio K<sub>ap</sub>=0.949

Aplicando dicho coeficiente a la precipitación areal resulta el siguiente cuadro de precipitación areal corregida por K<sub>ap</sub> :

Periodo de Retorno	Precipitación P <sub>TOR</sub> (mm)	Coeficiente K <sub>ap</sub>	Precipitación P <sub>tor,corregida</sub>
2	15.2	0.949	<b>14.4</b>
5	25.6	0.949	<b>24.3</b>
10	33.8	0.949	<b>32.1</b>
25	46.0	0.949	<b>43.7</b>
50	56.5	0.949	<b>53.6</b>
100	68.5	0.949	<b>65.0</b>
200	82.1	0.949	<b>77.9</b>
500	102.9	0.949	<b>97.7</b>

Tabla 86: P<sub>tor,corregida</sub> por el coeficiente K<sub>ap</sub> (Estacional- P<sub>tor</sub>-PDS)

### 6.7. Intensidad de la precipitación en función de la duración

Para obtener valores de precipitación caída en un tiempo D (horas) desde el comienzo del aguacero se emplean las curvas IDF sintéticas propuestas por Témez en la Instrucción de Carreteras 5.2- IC “Drenaje Superficial” (1990) :

$$\frac{P_D}{P_{24 h}} = \frac{D}{24} \left( \frac{I_1}{I_d} \right)^{\frac{28^{0.1-D^{0.1}}}{28^{0.1}-1}}$$

De acuerdo con esta formulación, para los distintos periodos de retorno considerados los valores de precipitación caída en el tiempo D (horas) desde el comienzo del aguacero, P<sub>D</sub> (mm), que el modelo de precipitación HMS requiere para establecer el hietograma de cálculo de una duración de 24 horas se recogen en la siguiente tabla:



		T=500	T=200	T=100	T=50	T=25	T=10	T=5	T=2
D	$I_t/I_d$	$P_D$	$P_D$	$P_D$	$P_D$	$P_D$	$P_D$	$P_D$	$P_D$
0,083	9,5	11.28	8.99	7.50	6.19	5.04	3.71	2.80	1.66
0,25	9,5	20.20	16.11	13.44	11.08	9.04	6.64	5.02	2.98
1	9,5	38.67	30.84	25.73	21.22	17.30	12.71	9.62	5.70
2	9,5	51.40	40.99	34.20	28.20	22.99	16.89	12.78	7.58
3	9,5	59.90	47.76	39.85	32.86	26.79	19.68	14.90	8.83
6	9,5	75.93	60.54	50.51	41.65	33.96	24.95	18.88	11.19
12	9,5	93.14	74.27	61.97	51.10	41.66	30.60	23.17	13.73
24	9,5	110.32	87.97	73.40	60.53	49.35	36.25	27.44	16.26

Tabla 87: Valores de la precipitación caída en distintos tiempos del aguacero (Estacional-  $P_{tor}$  -PDS)

## 6.8. Hietograma de cálculo

Se ha utilizado el hietograma tipo “Frequency Storm” del módulo meteorológico del programa HMS. Para ello se le ha suministrado las altura de lluvia caída para distintos momentos de acuerdo con lo calculado en el apartado anterior. El hietograma se ha diseñado para una lluvia de duración 24 horas, intervalos de intensidad cada 5 minutos y con el pico de intensidad máxima situado en segundo tercio de la duración del aguacero por ser ésta la situación mas desfavorable.

*El siguiente gráfico muestra el hietograma de diseño para un periodo de retorno de 500 años (T500) en base al cual se han obtenido los resultados del modelo hidrológico en un escenario de encostramiento.*

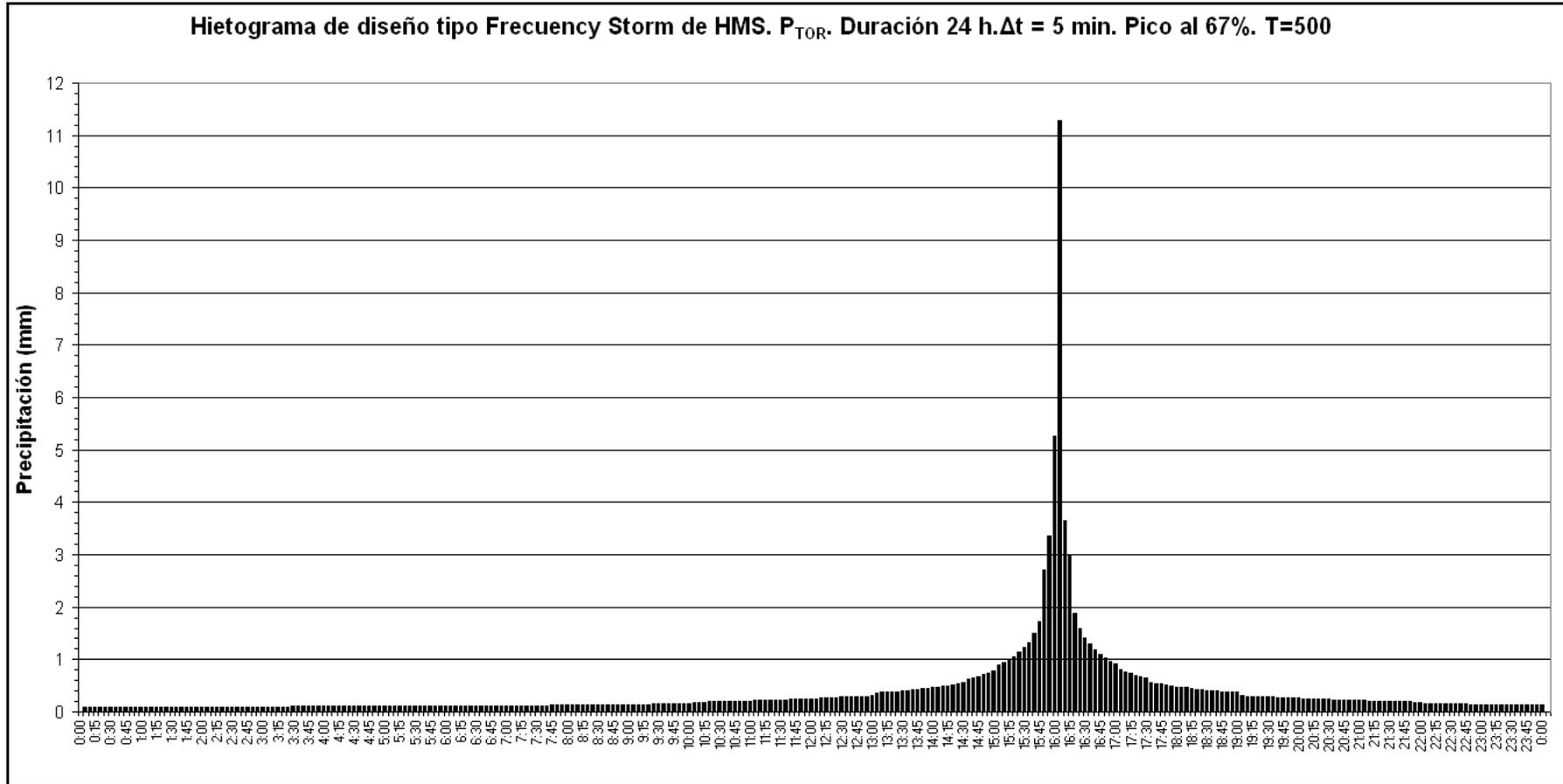


Figura 29: : Hietograma de cálculo de duración 24 horas.  $T= 500$  (Estacional-  $P_{tor}$  -PDS)



## 7. Hietogramas reales recogidos en la estación pluviométrica de Valdepeñas

Aunque los hietogramas reales disponibles son insuficientes para extraer curvas IDF (Intensidad-Duración-Frecuencia) y para modelar una tormenta de diseño, se incluyen en ese apartado los hietogramas disponibles con la idea de ilustrar la diferencia entre las intensidades de precipitación entre una lluvia tipo frontal y una lluvia de tipo tormentoso.

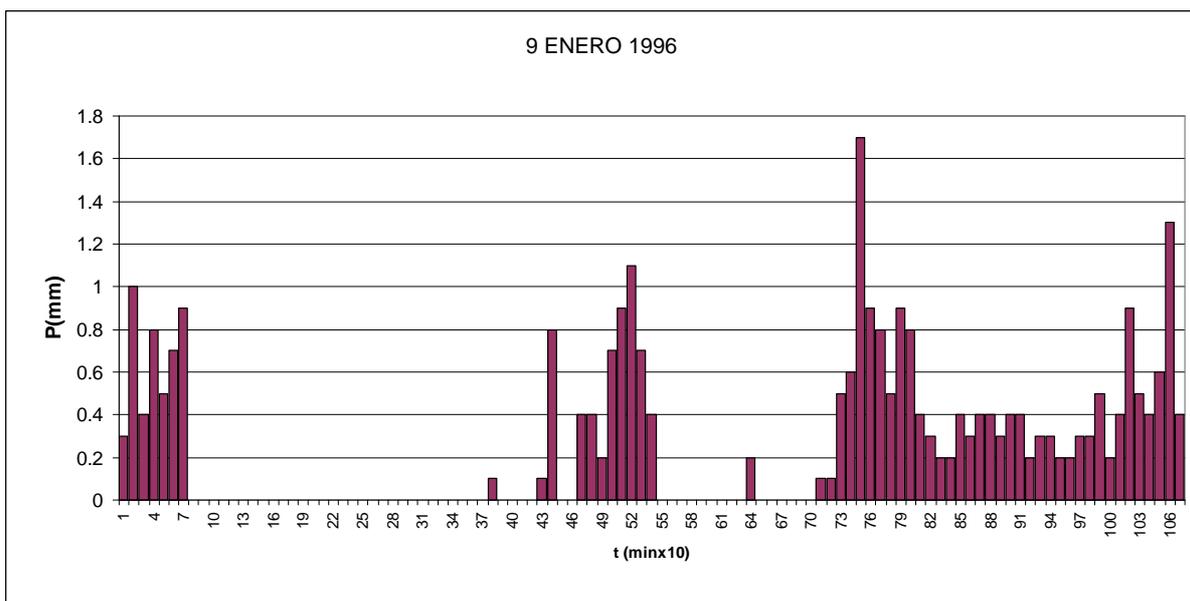


Figura 30: Hietograma 9 enero 1996

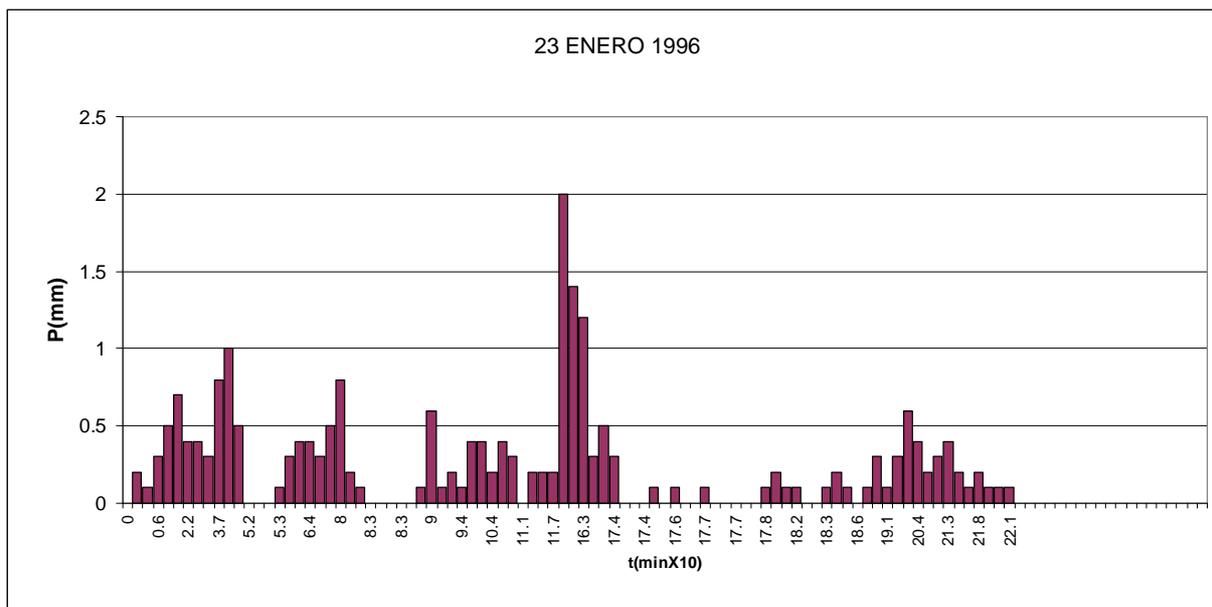


Figura 31: Hietograma 23 enero 1996

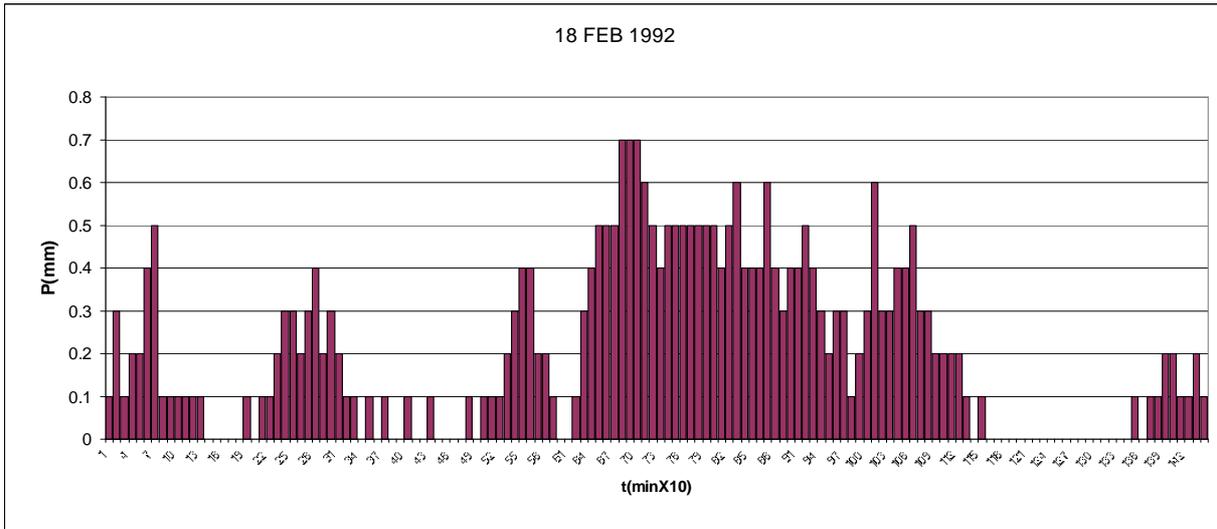


Figura 32: Hietograma 18 febrero 1992

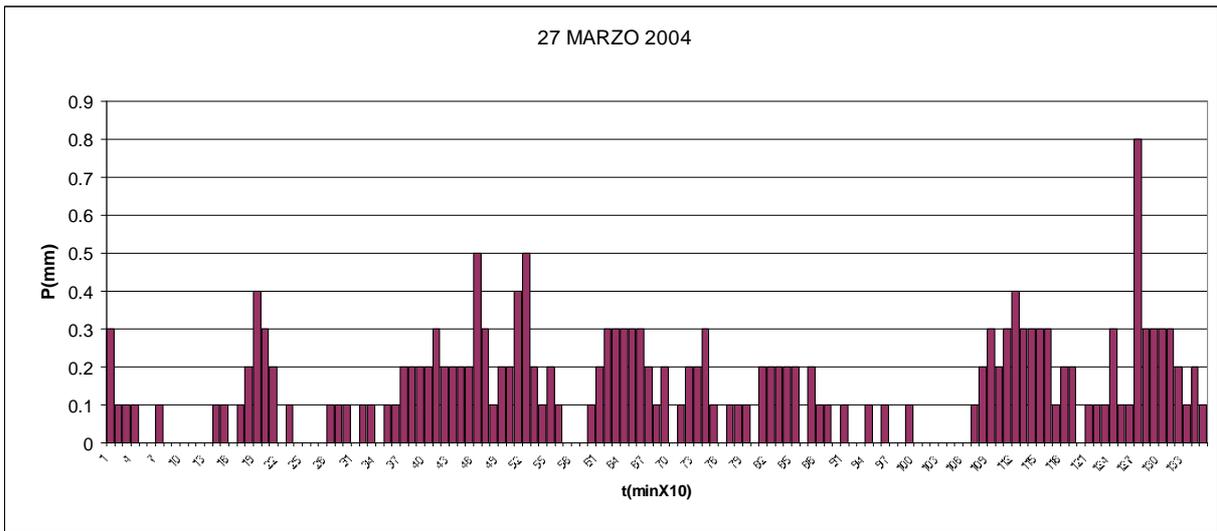


Figura 33: Hietograma 27 marzo 1992

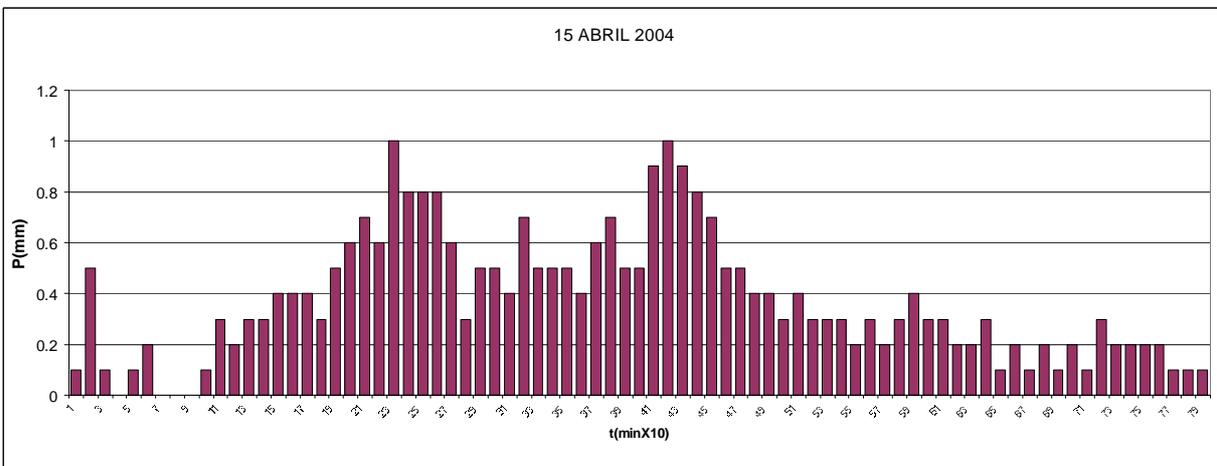


Figura 34: Hietograma 15 abril 2004

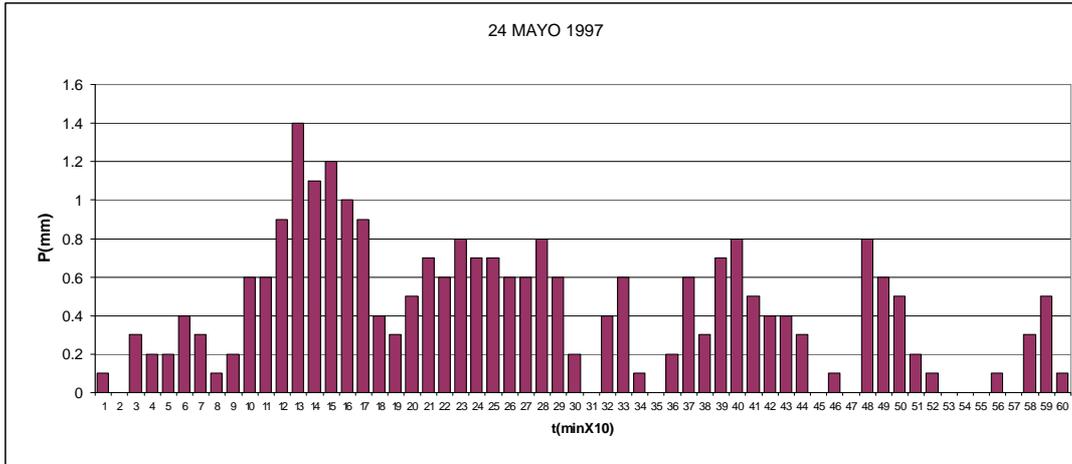


Figura 35: Hietograma 24 mayo 1997

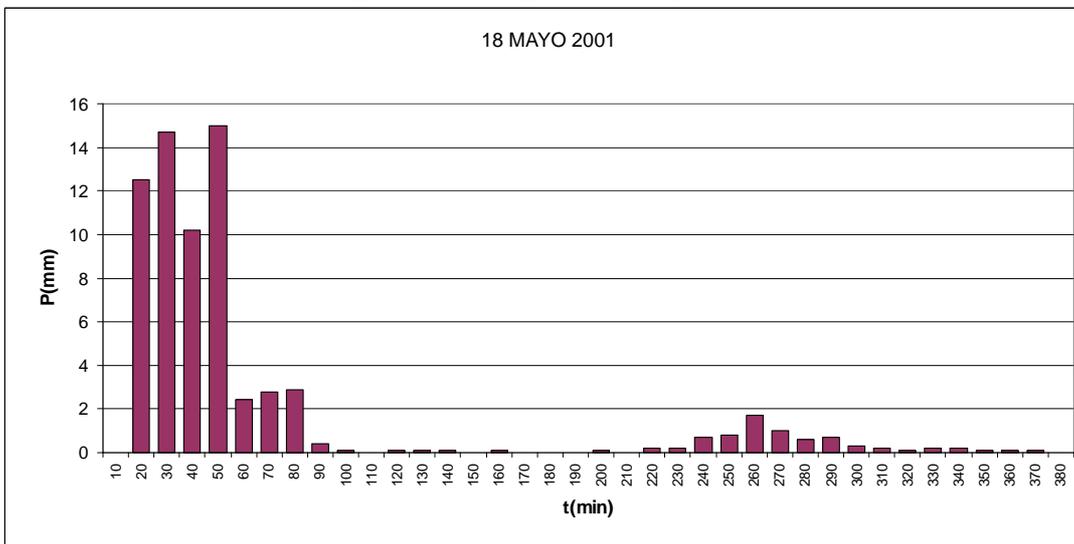


Figura 36: Hietograma 18 mayo 2001

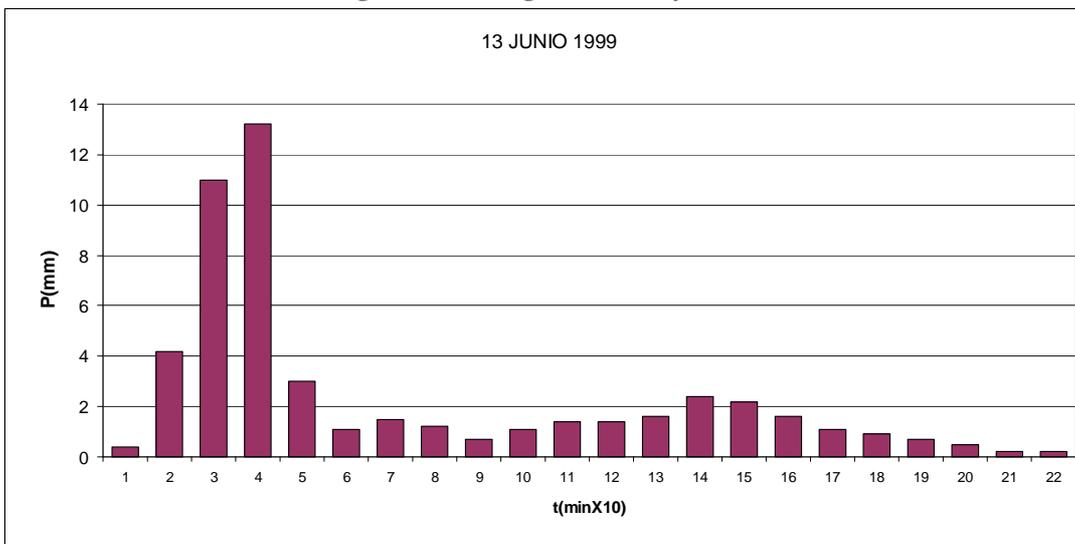


Figura 37: Hietograma 13 junio 1999

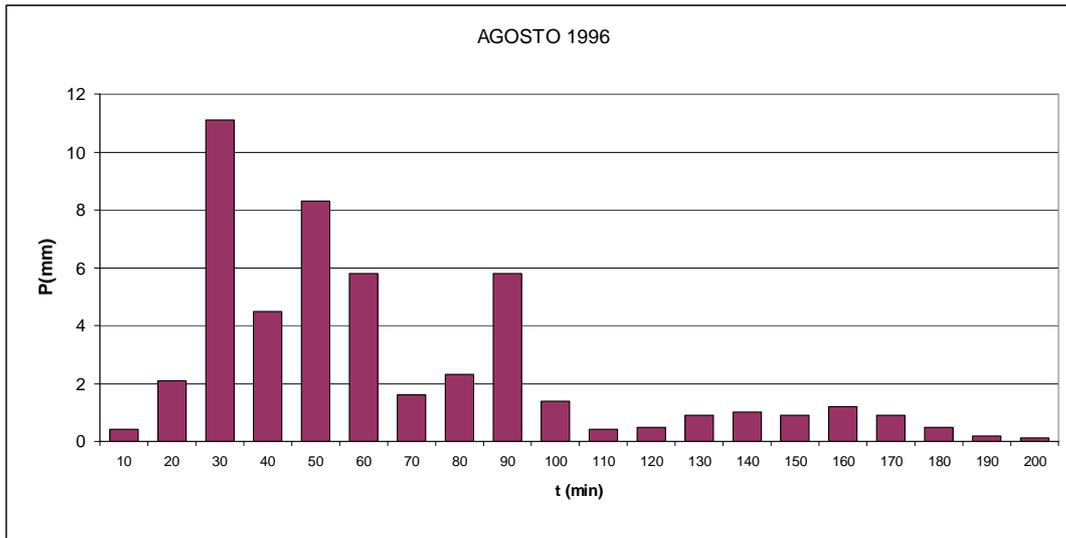


Figura 38: Hietograma agosto 1996

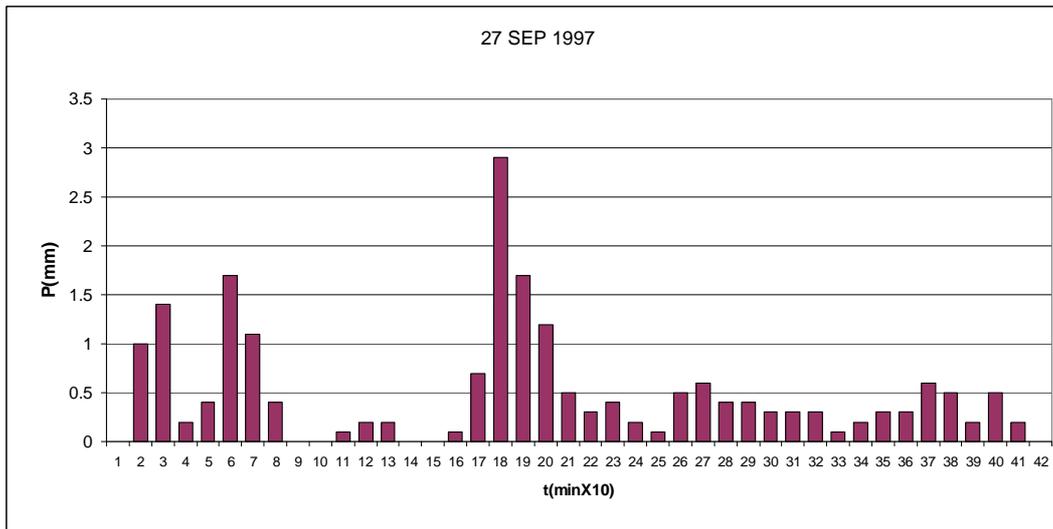


Figura 39: Hietograma 27 agosto 1997

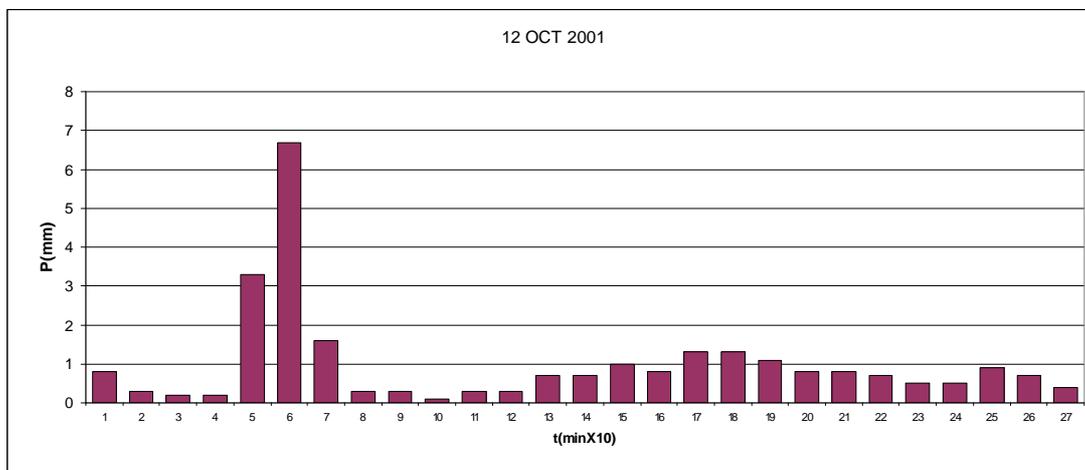


Figura 40: Hietograma 12 octubre 2001

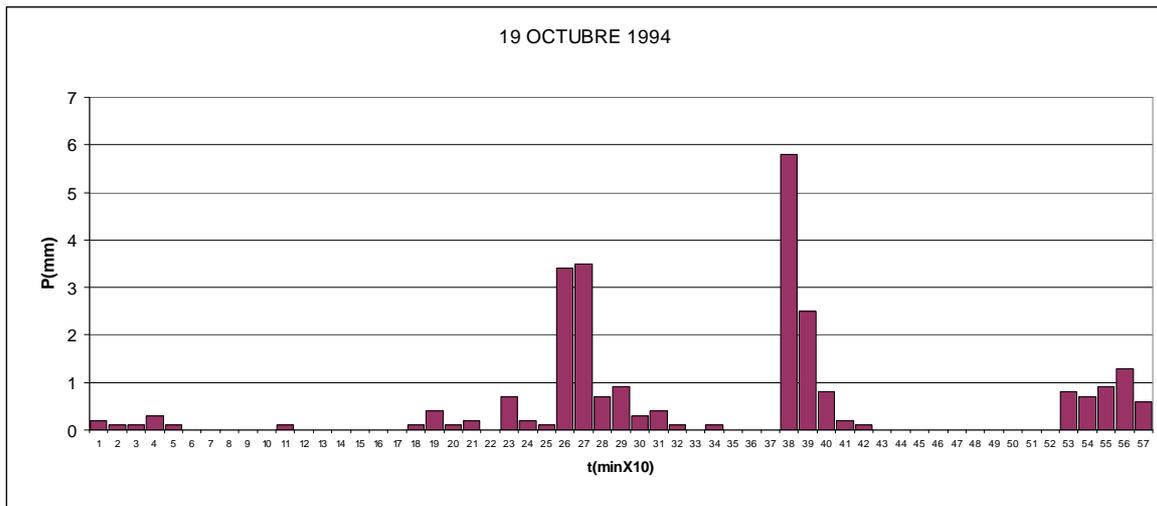


Figura 41: Hietograma 19 octubre 1994

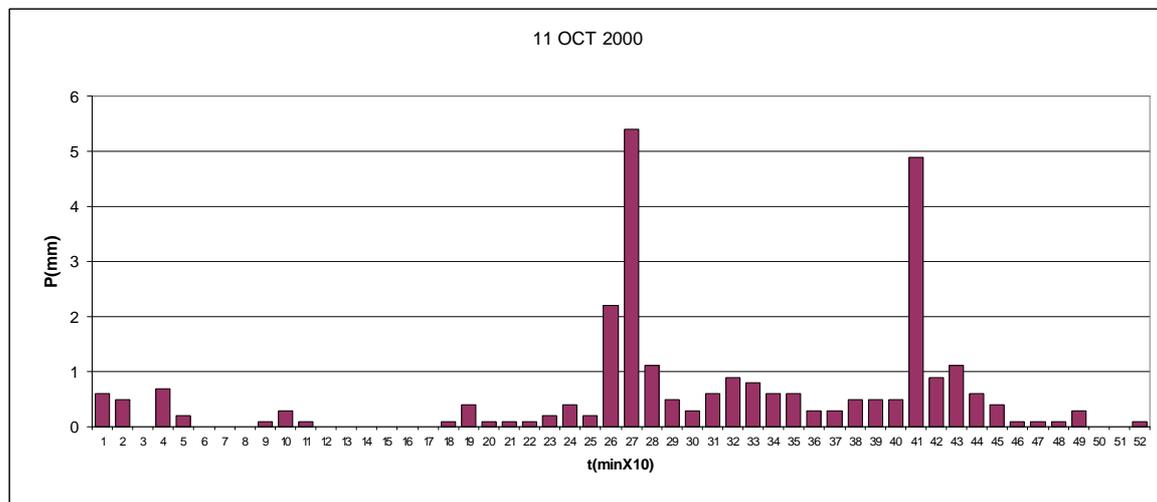


Figura 42: Hietograma 11 octubre 2000

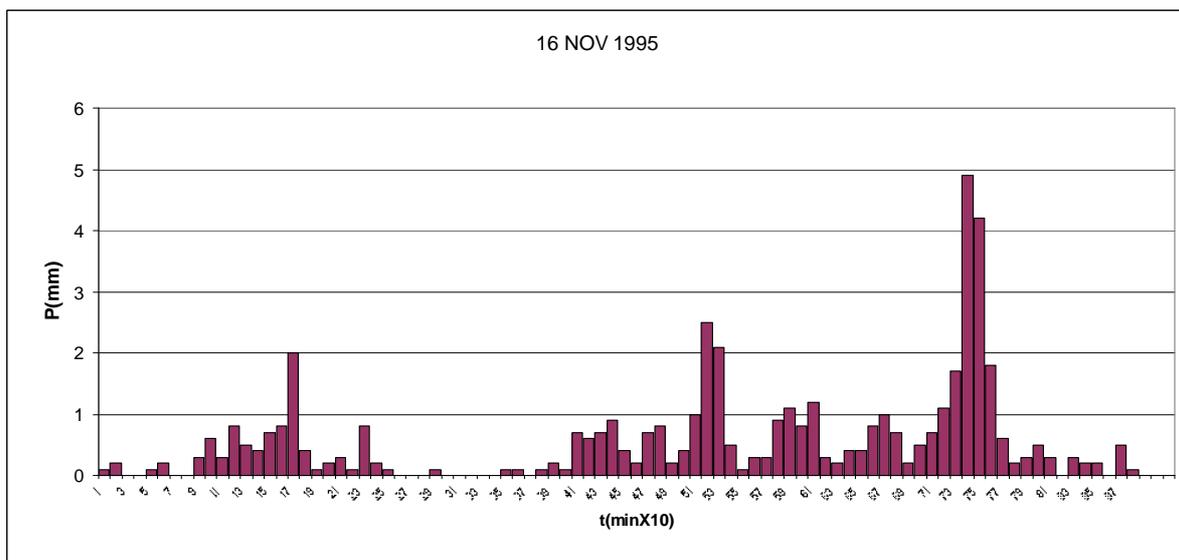


Figura 43: Hietograma 16 noviembre 1995

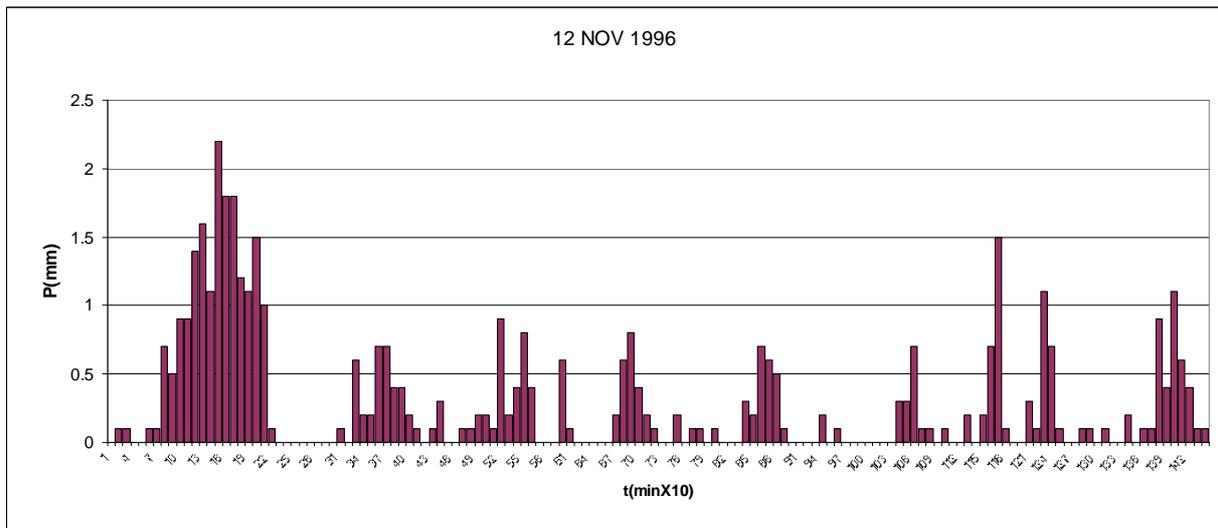


Figura 44: Hietograma 12 noviembre 1996

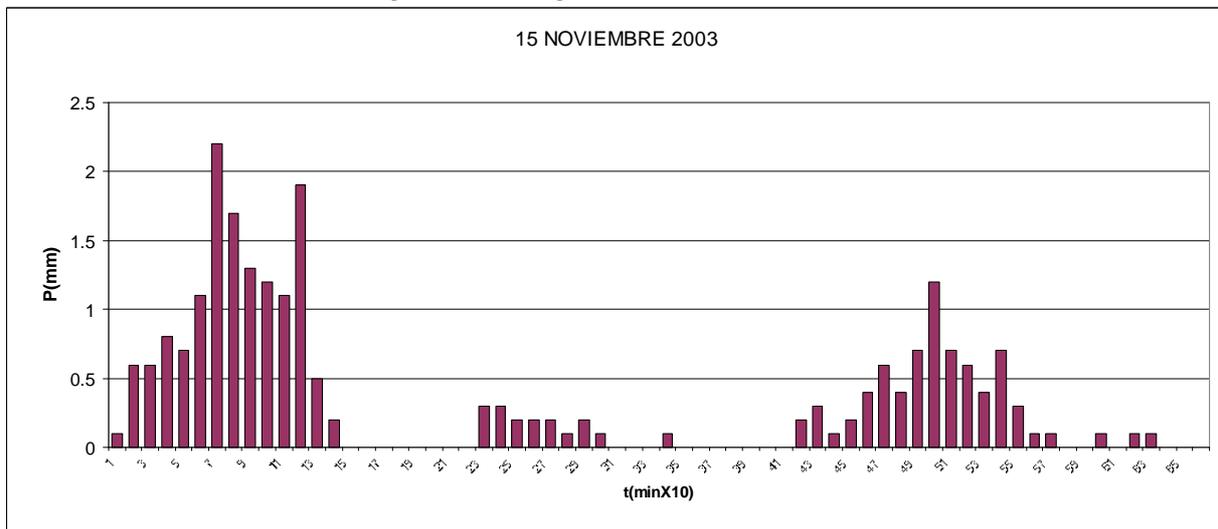


Figura 45: Hietograma 15 noviembre 2003

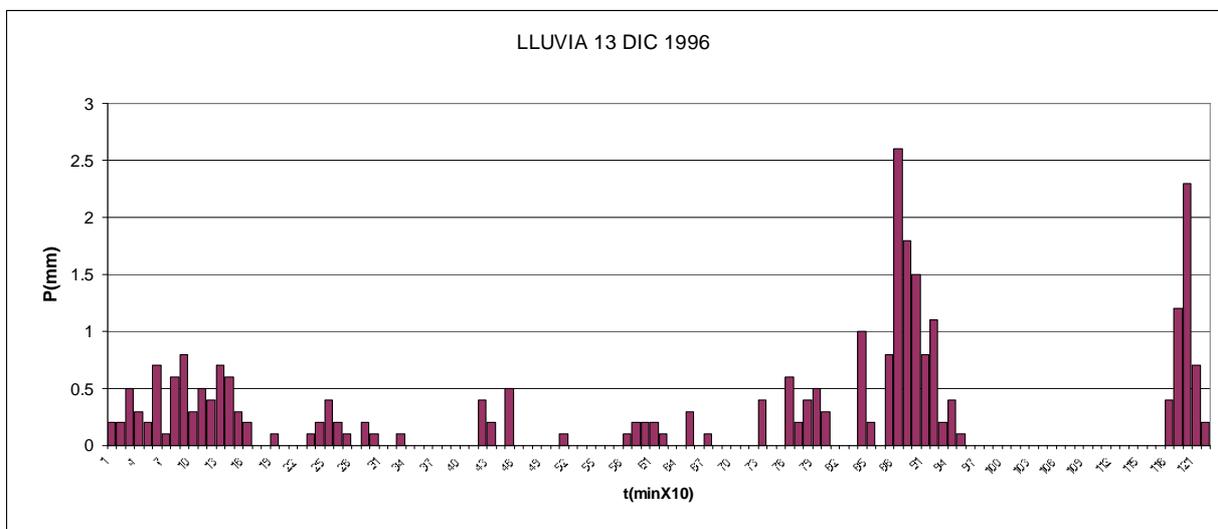


Figura 46: Hietograma 13 diciembre 1996