

¿EXISTE UN PROTOTIPO DE HIETOGRAMA SINTÉTICO PARA DISEÑO HIDROLÓGICO?

Gabriel Caamaño Nelli ^(1,2), Clarita María Dasso ^(1,2), Ezequiel Mascuka ⁽¹⁾

⁽¹⁾ Instituto Nacional del Agua - Centro de la Región Semiárida

⁽²⁾ Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas - Universidad Nacional de Córdoba
Av. Ambrosio Olmos 1142 – 1er P - X 5016 GCA. Córdoba. Argentina. Tel. 54-351- 4682781/82
e-mail: cdasso@ina.gov.ar

RESUMEN

La precipitación crítica considerada para prevenir desastres por inundaciones es la *lluvia de diseño* que, hipotéticamente, ocurriría en el futuro con determinada frecuencia. Su empleo obedece a la ausencia de series históricas de caudales, aptas para deducir la *crecida de proyecto*. Para predecir el hietograma de diseño, cuya forma incide marcadamente en la del hidrograma resultante, hay numerosas alternativas, determinísticas y estadísticas. Entre las primeras, generalmente utilizadas, se suele asumir que el perfil más verosímil proviene de sintetizar eventos históricos. Éste debería ser, pues, el paradigma para aquellos esquemas propuestos como alternativa. Pero, como no parece que distintos mecanismos de síntesis produzcan formas similares, se dedujeron hietogramas tipo por los métodos de Huff (1967) y Pilgrim *et al.* (1969), característicos del enfoque aludido, y se compararon mediante varios índices, analizando si constituyen variantes de una misma matriz. Los ensayos contemplaron 16 casos, correspondientes a cuatro duraciones de intervalos de máxima intensidad anual de lluvia, en cuatro estaciones del centro de Argentina. Se estableció que no existe concordancia esencial entre los resultados de ambas técnicas. Como hay baja correlación y ocurre para probabilidades de no excedencia superiores al valor recomendable para el procedimiento de Huff, se carece de un arquetipo único.

Palabras Claves: Lluvias de Diseño, Hietogramas Tipo, Lluvias Máximas, Distribución Acumulada, Ordenamiento de Intervalos.

ABSTRACT

The critical rainfall considered to avert disasters due to floods is the *design rainfall* that hypothetically will occur in the future with certain frequency. Its use is due to the absence of historical series of flow able to deduce the *design flood*. To predict the design hyetograph, which shape markedly affects the result hydrograph shape; there are numerous statistical and deterministic alternatives. Among the former, commonly used, it is assumed that the more plausible side comes from the synthesis of historical events. Then, this should be the paradigm for those schemes proposed as an alternative. But, as it seems that different mechanisms of synthesis do not produce similar shapes, typical hyetographs have been deduced by the Huff's (1967) and Pilgrim's *et al.* (1969) methods, characteristic of the approach mentioned and various rates have been compared to see if they constitute a variation of the same matrix. The tests considered 16 cases corresponding to four intervals' duration of maximum intensity annual rainfall in four stations from the centre of Argentina. It has been established that there is no essential concordance between the results of both techniques. There is not a unique archetype since there is a low correlation and it occurs for probabilities of no surplus superior to the advisable value for the Huff procedure.

Key words: Design Rainfall, Typical Hyetographs, Maximum Rainfall, Accumulated Distribution, Intervals of Order.

INTRODUCCIÓN

Cuando un legislador deslinda el dominio público sobre los ríos, un planificador limita el uso de costas fluviales, un proyectista dimensiona obras hidráulicas o un funcionario instaure normas de defensa civil ante inundaciones, en fin, cada vez que se busca prevenir efectos de excedentes hídricos peligrosos, la referencia primordial que decide la magnitud de dichas acciones es siempre la misma. Ese elemento de juicio es la crecida de proyecto, la mayor que, estimativamente, se produciría en el futuro con la frecuencia que interesa.

Asumiendo régimen climático estacionario, su evaluación se sustentaría en el análisis estadístico de avenidas anteriores. Pero esto supone contar con registros seriales de dichos eventos, lo que en muchos casos no se da, obligando a una valoración indirecta de la crecida de proyecto, mediante la transformación de la lluvia de diseño que presuntamente la origina.

La lluvia de diseño es la precipitación hipotética crítica cuya intensidad media, i , corresponde a una duración, d , y a una recurrencia o período de retorno, T . La relación i - d - T se calibra con las intensidades medidas en una gama de intervalos de máxima anual, IMA, de cada año de la serie histórica, a las que se les atribuye una probabilidad empírica. La i - d - T permite obtener la mayor tasa pluvial esperable, durante un intervalo d , en T años futuros.

Sin embargo, la predicción de la lluvia de diseño va más allá de anticipar su cantidad. Abarca también la variación de la intensidad en el tiempo, elemento importante por su marcada incidencia en la forma y el volumen de la consecuente crecida (Hashino *et al.*, 1993; Cheng *et al.*, 2001; Beadles, 2003; Alfieri, Laio y Claps, 2008), lo cual explica la atención puesta en identificar una distribución característica o hietograma tipo.

La altura total de agua caída y las variables que expresan su reparto en el tiempo, como la posición y el tamaño relativo del pico de intensidad, son aleatorias y dependientes entre sí. Por lo tanto, la verdadera recurrencia de una precipitación en su totalidad (lámina más distribución) debe provenir de una función de densidad de probabilidad conjunta (Grimaldi y Serinaldi, 2006).

Sin embargo, incluso en países desarrollados, la ausencia de registros de lluvia continuos o de alta frecuencia (que sean confiables, largos y comple-

tos), conjugada con la necesidad de simular un vasto número de eventos sintéticos, crea una barrera para aplicar el planteo multivariado (Zarris *et al.*, 1998). Los modelos estocásticos de tormentas tienen gran complejidad matemática y problemas de parametrización y simulación (Burlando y Rosso, 1996; Veneciano y Villani, 1999; Vašková y Francés García, 2004).

Puesto que la aproximación univariada es simple y la disponibilidad de datos es rara, sólo la intensidad media de una tormenta de lluvia es usualmente estadística (Grimaldi y Serinaldi, 2006).

En consecuencia, la práctica habitual consiste en estipular la recurrencia y la duración del suceso y servirse de una relación i - d - T determinada para valorar la intensidad. Este proceder adjudica al acontecimiento íntegro un período de retorno que incumbe únicamente a la cuantía de la lluvia. El patrón de fraccionamiento se deduce por separado, como si fuese un molde determinístico o, al menos, independiente de la magnitud. De allí que se busque el prototipo de hietograma más probable, aquel que desvirtúe menos la recurrencia instituida.

Los procedimientos desarrollados para este propósito son muy diversos. Imitan formas rígidas, de una lluvia real o un estándar institucional (USACE, 1956); acuden a la convolución (Veneziano y Villani, 1999); extraen de la función i - d - T el perfil típico (Keifer y Chu, 1957); preseleccionan formas adimensionales (Yen y Chow, 1980); se basan en criterios regionales (Lin y Wu, 2007) o sintetizan la diversidad de morfologías de eventos históricos.

Si bien estas últimas técnicas producen probablemente los resultados más realistas, su explotación laboriosa condiciona la cantidad de bloques a manipular y la precisión con que es posible representar un fenómeno continuo. Por otra parte, muchas veces se tiene la relación i - d - T , pero no las lluvias analizadas para deducirla, y no se puede recurrir a la síntesis.

Hipótesis

En vista de las críticas comentadas, se evaluaron con anterioridad (Caamaño Nelli *et al.*, 2009) las discrepancias entre las trazas derivadas de los criterios antedichos y, asumiendo como superior la estrategia de síntesis, se demostró que es posible adaptar representaciones surgidas de otras líneas de trabajo, operativamente más convenientes y a veces las únicas viables.

Con esos objetivos, se dedujeron hietogramas de diseño por dos métodos de distintas clases. Para síntesis de eventos históricos, fueron los de Distribución Acumulada, DA (Huff, 1967, 1990) y Ordenamiento de Intervalos, OI (Pilgrim et al., 1969).

El estudio previo puso en evidencia que hablar de “el” hietograma sintético típico carece de sentido, porque las dos herramientas enunciadas engendran estándares bastante diferentes, y planteó la duda sobre cuál refleja mejor la esencia de la evolución temporal de las lluvias.

A priori, ambas prácticas son operativamente razonables y no parece viable demostrar de manera experimental la superioridad de una u otra, ya que no pronostican acontecimientos verificables en la realidad, sino que predicen contingencias hipotéticas de probabilidad dada.

Las imágenes de Distribución Acumulada son más irregulares, lo que les otorga cierto crédito, porque los eventos unimodales suelen ser minoritarios. Sin embargo, casi siempre resultan aplanadas frente a los perfiles registrados. El Ordenamiento de Intervalos, en tanto, logra la porción óptima de lámina en el pico: la media de los porcentajes medidos.

En el trabajo de referencia, a falta de argumentos que impusieran una forma en particular, el indicador para juzgar el desempeño de las figuras obtenidas por otras técnicas fue el promedio, bloque a bloque, de los hietogramas de los dos métodos de síntesis, que no favorecería a uno de ellos ni causaba aplastamiento, gracias a la ubicación concordante de sus máximos.

Pero el análisis de nuevos casos señaló que esa coincidencia es circunstancial, acabando con la razonabilidad de promediar ambos formatos, de manera que el intento de compendiarlos en un sólo dibujo desemboca en una segunda síntesis, difícil de justificar y manejar.

En consecuencia, la búsqueda de un paradigma a emular vuelve al punto de partida.

Un abordaje diferente del problema toma en cuenta que la propuesta de Huff (DA) brinda una gama de alternativas, asociadas a las probabilidades de que,

en cada bloque, no se superen porcentajes dados de la precipitación total.

Puesto que se pretende hallar el prototipo de imagen más probable, aquel que modifique menos el período de retorno de la cantidad de agua caída (definido por la relación $i-d-T$ y luego asignado a la lluvia con todos sus atributos), a la hora de establecer una probabilidad de no excedencia, P , es normal optar por 0,5, que corresponde a la mediana de la muestra.

De hecho, éste es el valor empleado en las comparaciones con otros medios de cálculo referidas, así que la disidencia de comportamiento aludida es la que se da entre el gráfico único al que se llega siguiendo a Pilgrim *et al.* y el de Huff para probabilidad 0,5.

Pese a ello, si se establece otra probabilidad de no excedencia ($P \neq 0,5$), es posible que la forma debida a Distribución Acumulada sea análoga a la que surge por Ordenamiento de Intervalos.

Precisamente, la hipótesis de la presente investigación es que esa analogía acontece.

Cabe señalar que ese hipotético parecido no implicaría hallar la forma óptima, pues para DA no respondería a la condición estadística recomendada ($P = 0,5$) ni aportaría respaldo alguno a OI.

El objetivo perseguido, empero, no es compatibilizar las técnicas de síntesis entre sí, sino identificar o descartar definitivamente la existencia de un diagrama que, por tener significado preciso para ambas, permita homologar los de otras líneas de estimación.

METODOLOGÍA

La sección empírica del presente trabajo se realizó sobre la provincia de Córdoba, en el centro de Argentina (Figura 1). Para tipificar sus lluvias de diseño, Caamaño Nelli y Dasso (2003) dividieron esta región de 165.321 km² en 7 zonas. Las mismas, descritas en la Tabla 1, resultaron de asociar (por similitud en ubicación, altitud y precipitación media) pluviómetros seleccionados a sendas estaciones pluviográficas base.

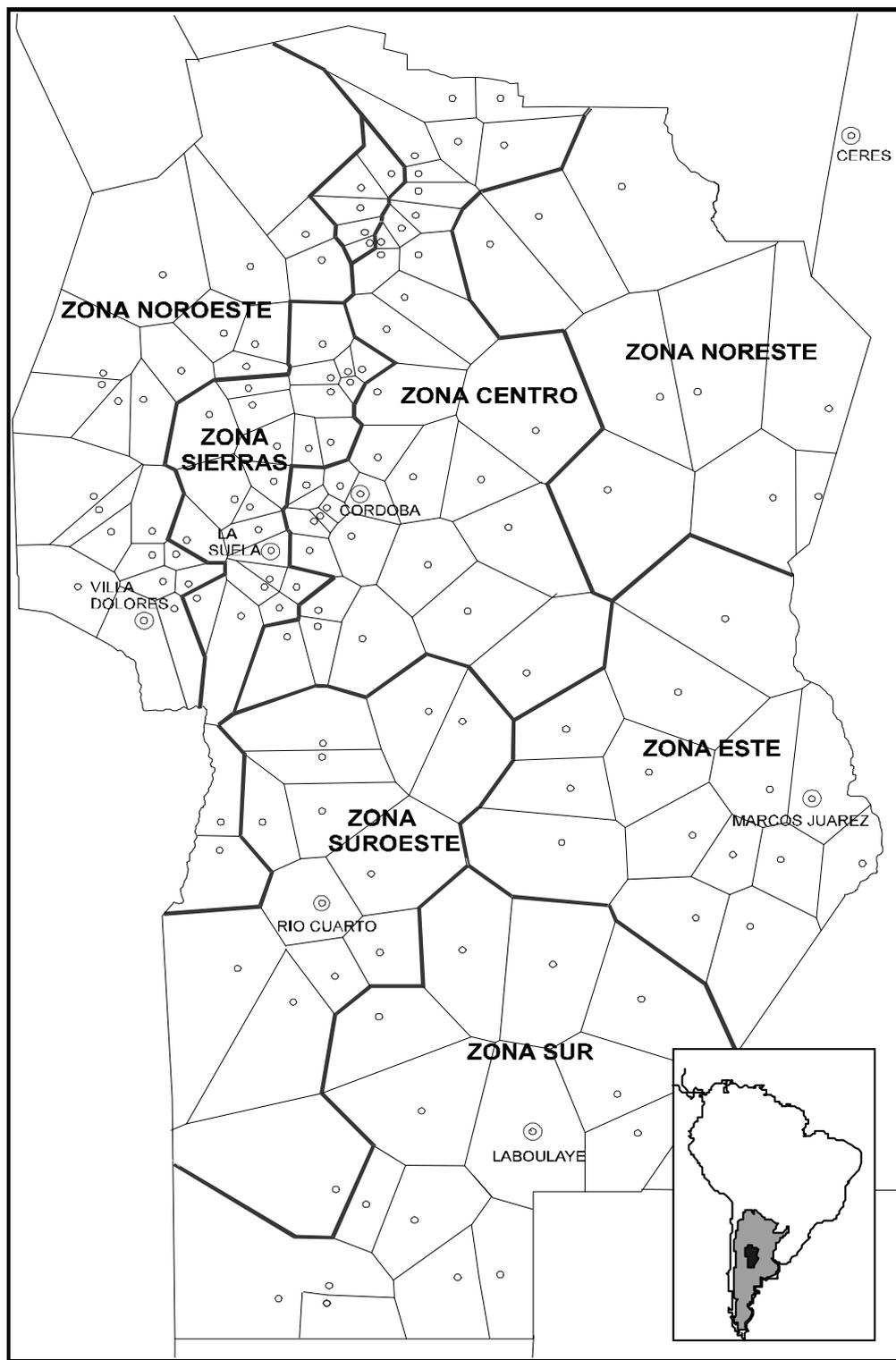


Figura 1. Zonalización y red con Lluvias de Diseño en la Provincia de Córdoba (Dasso y Caamaño Nelli, 2004).

Tabla 1. Zonas pluviográficas y estaciones base de Córdoba (Caamaño Nelli y Dasso, 2003).

Zona	Area [km ²]	Nº Pm	Estación Base	Si-gla	Serie [años hidrológicos]	Latitud sur	Longitud oeste	Altitud s.n.m.	PMA [mm]
Noroeste	24.221	23	Vª Dolores	VD	1964-93 (28)	31° 57'	65° 08'	569 m	636
Sierras	12.103	31	La Suela	SU	1972-93 (22)	31° 38'	64° 35'	892 m	914*
Noreste	23.984	9	Ceres S.Fe	CS	1955-93 (38)	29° 53'	61° 57'	88 m	918
Centro	27.744	36	Córdoba O	OC	1943-77 (35)	31° 24'	64° 11'	425 m	774
Suroeste	23.249	13	Río Cuarto	RC	1958-84 (23)	33° 05'	64° 16'	436 m	838
Este	24.266	14	M. Juárez	MJ	1961-85 (23)	32° 42'	62° 07'	110 m	901
Sur	29.754	15	Laboulaye	LA	1941-77 (36)	34° 07'	63° 22'	137 m	845
Serie: de máximos anuales, inicio-fin (longitud)					Nº Pm: pluviómetros satélite en la zona				
PMA: Lluvia media anual 1961-1990 (Estadística Climatológica Nº 35, 36, 37. SMN)					1971-1994 (Datos originales. CIHRSA, INCyTH-CONICET)				
Ceres S.Fe: Ceres (Provincia de Santa Fe)					Córdoba O: Observatorio Córdoba				

Caracterización de los sucesos a sintetizar

La principal crítica que a veces se hace a la síntesis de hietogramas reales no ataca ni el enfoque ni el mecanismo de estos procedimientos, sino su inapropiada aplicación, cuando los diagramas provenientes de *tormentas severas* se usan para modular valores tomados de la función intensidad-duración-recurrencia.

La tormenta es la unidad natural de un proceso pluvial. La duración de estos eventos es una variable continua y su irregularidad no permite contar con series de tormentas de *igual duración* para plantear una distribución probabilística empírica de sus intensidades. Además, hay una cantidad indefinida de estos acontecimientos en cada año hidrológico, lo cual impide asociarles el concepto de recurrencia anual utilizado en análisis de riesgo.

Por tales motivos, la unidad de lluvia adoptada con fines de diseño corresponde a sucesos de otra índole: los *intervalos de máxima anual*, **IMA**, cuyas intensidades se utilizan para calibrar la i-d-T. Éstos tienen extensiones estandarizadas, acordes a las necesidades locales de planificación, de manera que la duración pasa a ser una variable discreta y, en cada año hidrológico, el intervalo de máxima anual de determinada duración es un evento singular.

A diferencia de las tormentas intensas, determinadas por umbrales subjetivos (de intensidad, de lámina, de tiempo entre eventos), los IMA responden a una definición objetiva.

Si se extrae de la relación i-d-T un valor de intensidad, ésta es la del IMA de la duración y la recurrencia elegidas, no la de una tormenta de dichas características. De modo que la forma en que debe repar-

tirse ese monto es la típica en la que se distribuyen los IMA, resultante, precisamente, de la síntesis de estos sucesos, no de tormentas.

Ha sido ampliamente probado, incluso sobre las series pluviográficas empleadas en este artículo (Caamaño Nelli et al., 1999; Dasso y Caamaño Nelli, 2004, 2005), que las distribuciones de tormentas y de IMA difieren sustancialmente y que sólo cuando se utilizan estas últimas los hietogramas de diseño coinciden -conceptual y temporalmente- con la lámina a repartir.

Mezclar ambos conceptos de evento, en sucesivos pasos del análisis de una muestra, es un error común y serio.

En consecuencia, en el presente contexto, las unidades de estudio consideradas son las distribuciones internas de intervalos de máxima intensidad de lluvia de una serie de años, con las cuales se efectúa la síntesis para cada una de las duraciones seleccionadas.

Procedimientos de síntesis de hietogramas históricos

En la síntesis se parte de dividir los IMA medidos en una cantidad fija de intervalos y calcular, en cada evento, el porcentaje de lámina por percentil. Y se arriba a imágenes adimensionales, constituidas por una sucesión de bloques, de intensidades constantes. El mecanismo de Ordenamiento de Intervalos es el estándar para diseño hidrológico en Australia. Desarrollado por Pilgrim, et al. (1969) consiste en:

- Plantear, en cada IMA, un orden según el porcentaje por bloque, asignando valor 1 al intervalo de más lluvia, 2 al 2º en magnitud, etcétera;
- promediar órdenes, por percentil, en el total de eventos;
-

adjudicar el pico a la posición de menor promedio, el segundo monto a la segunda y así en más; d) obtener porcentajes de lámina del tipo por intervalo, promediando los correspondientes a cada número de orden sobre el total de los eventos.

Por su parte, la técnica de Distribución Acumulada, propuesta por Huff (1967) implica:

a) En cada suceso, calcular los porcentajes de lámina acumulados hasta cada intervalo; b) estipular límites de clase (por ejemplo, de 10 en 10) para esta variable y disponerlos como abscisas de ejes ortogonales; c) para cada percentil por separado, delinear distribuciones empíricas de frecuencia acumulada, usando por ordenadas la porción de los sucesos (IMA) que tiene porcentaje menor o igual a cada límite de clase; d) estipular una probabilidad de no excedencia, verbigracia 0,5 (mediana de la muestra); e) ingresar por este valor de ordenadas a los polígonos de frecuencia acumulada de todos los percentiles y extraer los porcentajes de lámina acumulados; f) Con estos datos, elaborar la curva de porcentajes acumulados hasta cada bloque y desagregarla para obtener el hietograma tipo con esa probabilidad de ocurrir.

Descripción de los ensayos

Los experimentos consistieron en deducir hietogramas tipo por los dos procedimientos de síntesis presentados, para las estaciones Ceres (CS), La Suela (SU), Villa Dolores (VD) y Marcos Juárez (MJ), donde se contaba con las series de intervalos de máxima anual de 30, 60, 90 y 120 minutos, desagregados cada 5 minutos, que se emplearon al obtener las funciones i-d-T respectivas. En consecuencia, se analizaron 16 casos, correspondientes a 4 duraciones en 4 estaciones.

La fuerte influencia del paso de cálculo en los dibujos, sobre todo en su empinamiento (Caamaño Nelli et al., 2007) indujo a elegir el mayor grado de detalle posible.

Como la síntesis no es aplicable con un lapso menor que el de los datos de partida, se adoptó esa gradación. Los diagramas incluyeron, pues, entre 6 y 24 bloques, límites lógicos porque un fraccionamiento menor deviene en una representación rústica, mientras que uno mayor aumenta la laboriosidad y el riesgo de error al manipular los percentiles.

Aunque no hace al proceso de síntesis en sí, cabe destacar que Huff dividió previamente sus hietogramas en cuartiles y los agrupó por la posición del pico. Aquí no se dieron esos pasos (además del criterio de discretización apuntado) por los escasos eventos que integran algunos grupos, pero sobre todo porque, cuando el IMA no es un número entero de horas, la duración de los bloques no es múltiplo de 5 minutos y no hay registros para ella. En este método, la probabilidad de no excedencia, P, se incrementó del 10 al 100 %, de 10 en 10 %.

Dado que no es la intensidad en sí lo que se quiere inspeccionar, sino su evolución en el tiempo, se trabajó con perfiles adimensionales. En consecuencia, ni la lámina de lluvia total (que actúa sólo como factor de escala, sin alterar la forma) ni el período de retorno asociado participaron como variables en los ensayos.

Se apreciaron, primero, los efectos de variar la probabilidad P de no excedencia, en el método de Huff, sobre las coordenadas del pico de intensidad.

La comparación entre las dos alternativas de síntesis fue inicialmente visual. Si bien este camino anticipó en buena medida las conclusiones, también puso en relieve la necesidad de recurrir a valoraciones numéricas, en aras de la objetividad.

A tal efecto se instituyeron dos cocientes, uno de posición, **pp** (Ecuación 1) y otro de magnitud, **mp** (Ecuación 2). El primero, entre ubicaciones del pico de intensidad (números de orden del mayor percentil) de los gráficos de los dos métodos. El segundo, entre sus porcentajes de lámina en el pico, con res-

$$pp = \frac{\text{menor número de orden entre los de los bloques pico de ambos hietogramas}}{\text{mayor número de orden entre los de los bloques pico de ambos hietogramas}} \quad (1)$$

$$mp = \frac{\text{menor porción de lámina entre las de los bloques pico de ambos hietogramas}}{\text{mayor porción de lámina entre las de los bloques pico de ambos hietogramas}} \quad (2)$$

pecto a la precipitación total.

Para integrarlos en un solo resultado, se definió un Coeficiente de Pico, **Cp**, como el producto de ambos cocientes (Ecuación 3):

$$C_p = pp \cdot mp \quad (3)$$

En cada cociente, el menor de los valores obró como numerador, de manera que las similitudes de localización y de tamaño del pico, así como su valoración conjunta, resultaron medidas en escalas de cero a uno, siendo la unidad el óptimo de cada indicador.

Considerando que las coordenadas del pico de intensidad, aún cuando son muy relevantes, no caracterizan completamente al hietograma, por vía separada se calculó la sumatoria de los errores cuadráticos, Σe^2 , que se cometerían para cada probabilidad de no excedencia de la DA, en el supuesto que la configuración lograda por OI fuese la correcta.

Se definió por último una función objetivo, **FO** (Ecuación 4), multiplicando el **Cp** por el Coeficiente de Determinación (entre las series de intensidades de las distribuciones de DA y OI), R^2 . En el rango de 0 a 1, en definitiva, el máximo de FO expresa la mejor aproximación entre los perfiles comparados, tanto en pico como en general:

$$FO = C_p \cdot R^2 = pp \cdot mp \cdot R^2 \quad (4)$$

RESULTADOS

Las Tablas 2 y 3, respectivamente, muestran la posición del bloque de intensidad máxima y su magnitud relativa, tanto para hietogramas provenientes del procedimiento de Huff como del de Pilgrim *et al.*

A la luz de los ensayos, lo primero que se advierte es que el incremento de la probabilidad de no excedencia, en la síntesis de Huff, conlleva un decaimiento del Coeficiente de Avance (relación entre el tiempo

transcurrido hasta el pico y la duración de la lluvia contemplada) y un empinamiento de la imagen pre-dicha. Es decir, al aumentar P, el bloque pico se aproxima al inicio del intervalo de máxima intensidad anual y su tamaño relativo aumenta.

Estas tendencias, reflejadas por las Figuras 2 y 3 para el intervalo de 90 minutos, no son monótonas y se repiten para todas las estaciones y duraciones de IMA analizadas.

ANÁLISIS

En las Tablas 4 a 9 se pueden observar los valores de los cocientes de magnitud y posición, de los coeficientes de Pico y de Determinación, de la suma de errores cuadráticos y de la Función Objetivo, respectivamente. Las celdas sombreadas indican los valores de P óptimos (máximos, salvo en la Tabla 8, donde son los mínimos), para cada caso dado por combinación de duración del IMA y estación pluviográfica.

La Tabla 4 pone en evidencia que el mejor resultado puede darse para probabilidades de no excedencia muy diversas (10 a 90 %), pero con preeminencia para P = 80% y P = 90% (13 de los 16 casos).

Ninguno de los ensayos sitúa el máximo en el rango $20\% < P < 70\%$. De allí que, a juzgar por el tamaño del pico de intensidad, el mecanismo de Pilgrim *et al.* se acerca más a la propuesta de Huff para probabilidad de no excedencia muy superior a 50%.

De la Tabla 5 se desprende un panorama mucho más difuso, debido a que los picos de OI y DA aparecen en el mismo percentil para varios porcentajes, haciendo que el insuperable cociente unitario llegue a abarcar la mitad del rango posible.

Aunque para casi todos los valores de P (excepto 20%) hay algún máximo, las presencias son más numerosas en 60% y 70%: la mitad de las 16 combinaciones estación-duración.

Tabla 2. Percentil en que se ubica el pico en los hietogramas de los dos métodos de síntesis.

Duración	Estación	Probabilidad de no excedencia para el método de Huff										Pilgrim et al.
		10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%	
30 min.	CS	5	5	3	3	3	3	3	1	1	1	3
	SU	3	5	5	4	4	4	4	4	3	3	3
	VD	5	4	4	3	4	1	1	1	1	1	1
	MJ	4	5	5	4	4	1	1	1	1	1	1
60 min.	CS	11	5	5	4	4	4	3	3	2	1	4
	SU	10	7	5	6	5	5	5	5	2	3	5
	VD	10	6	4	5	3	3	1	1	1	1	3
	MJ	9	5	6	5	4	3	2	1	1	1	2
90 min.	CS	13	7	9	9	4	6	6	5	3	1	4
	SU	8	12	8	6	4	5	5	4	4	3	3
	VD	12	7	4	4	4	2	1	4	1	1	1
	MJ	8	6	3	8	5	4	3	1	1	1	4
120 min.	CS	24	13	10	8	7	6	6	7	4	2	7
	SU	11	9	13	8	6	5	5	5	5	3	8
	VD	18	7	7	4	4	4	4	1	1	1	4
	MJ	14	13	17	14	3	2	4	3	1	1	4

Tabla 3. Porcentaje de lámina en el pico de los hietogramas de ambos métodos de síntesis.

Duración	Estación	Probabilidad de no excedencia para el método de Huff										Pilgrim et al.
		10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%	
30 min.	CS	20,5	19,8	20,0	20,0	20,3	20,6	21,3	23,7	28,7	65,0	29,80
	SU	24,5	21,8	19,3	19,4	19,6	19,8	24,7	22,8	27,0	50,0	25,96
	VD	22,0	24,5	20,8	22,7	21,7	27,3	33,0	40,5	44,0	90,0	37,04
	MJ	30,0	25,5	25,0	23,8	27,5	27,0	29,0	35,0	45,0	90,0	36,71
60 min.	CS	12,8	12,5	12,5	15,4	16,3	14,6	18,2	19,7	23,5	65,0	22,10
	SU	20,0	15,0	12,0	14,3	14,2	16,0	17,8	19,0	18,2	40,0	18,70
	VD	14,5	30,0	18,1	20,0	18,8	18,8	22,7	35,7	41,0	90,0	32,49
	MJ	20,0	15,0	20,0	25,0	20,0	17,5	22,5	25,0	28,3	70,0	26,71
90 min.	CS	10,0	12,3	10,0	10,9	11,7	12,8	13,2	16,3	20,0	25,0	18,77
	SU	10,0	14,0	12,5	12,5	13,8	14,8	13,0	13,8	18,0	50,0	16,70
	VD	17,5	18,7	14,6	19,3	15,0	16,3	18,0	27,0	38,0	90,0	28,74
	MJ	16,7	10,0	10,0	15,0	16,3	17,5	20,0	25,0	28,3	70,0	23,74
120 min.	CS	10,3	8,3	9,5	9,3	8,8	13,2	16,2	15,0	17,8	25,0	16,92
	SU	10,0	9,0	10,0	14,3	17,5	14,5	14,3	18,5	15,0	50,0	15,91
	VD	13,0	9,7	13,0	13,3	17,5	16,7	18,1	17,0	26,0	45,0	23,80
	MJ	20,0	10,0	10,0	10,0	10,0	16,7	15,0	22,5	70,0	20,12	

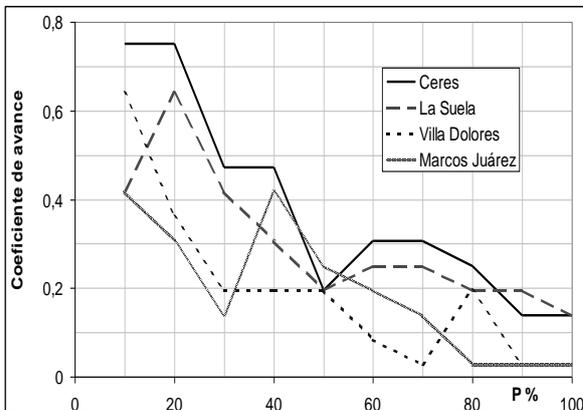


Figura 2. Modificación del coeficiente de avance en función de la probabilidad P empleada en los hietogramas de 90 minutos de Huff, para las 4 estaciones.

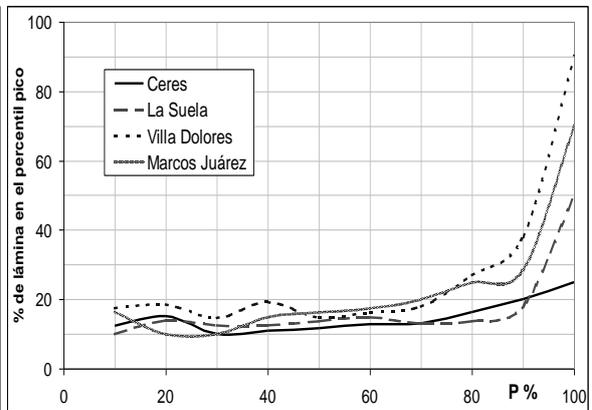


Figura 3. Evolución del porcentaje de lámina en el pico, con la probabilidad P usada en los hietogramas de 90 minutos de Huff, para las 4 estaciones.

Tabla 4. Cociente de magnitud, mp, entre porciones de la lámina total en el pico, de los hietogramas de los dos métodos de síntesis.

Duración	Estación	Probabilidad de no excedencia en el método de Huff									
		10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
30 min.	CS	0,69	0,66	0,67	0,67	0,68	0,69	0,71	0,79	0,96	0,46
	SU	0,94	0,84	0,74	0,75	0,76	0,76	0,95	0,88	0,96	0,52
	VD	0,59	0,66	0,56	0,61	0,59	0,74	0,89	0,91	0,84	0,41
	MJ	0,82	0,69	0,68	0,65	0,75	0,74	0,79	0,95	0,82	0,41
60 min.	CS	0,58	0,57	0,57	0,70	0,74	0,66	0,82	0,89	0,94	0,34
	SU	0,93	0,80	0,64	0,77	0,76	0,86	0,95	0,98	0,97	0,47
	VD	0,45	0,92	0,56	0,62	0,58	0,58	0,70	0,91	0,79	0,36
	MJ	0,75	0,56	0,75	0,94	0,75	0,66	0,84	0,94	0,94	0,38
90 min.	CS	0,53	0,65	0,53	0,58	0,62	0,68	0,70	0,87	0,94	0,75
	SU	0,60	0,84	0,75	0,75	0,82	0,89	0,78	0,83	0,93	0,33
	VD	0,61	0,65	0,51	0,67	0,52	0,57	0,63	0,94	0,76	0,32
	MJ	0,70	0,42	0,42	0,63	0,68	0,74	0,84	0,95	0,84	0,34
120 min.	CS	0,61	0,49	0,56	0,55	0,52	0,78	0,95	0,89	0,95	0,68
	SU	0,63	0,57	0,63	0,90	0,91	0,91	0,90	0,86	0,94	0,32
	VD	0,55	0,41	0,55	0,56	0,74	0,70	0,76	0,71	0,92	0,53
	MJ	0,99	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,83	0,75	0,89	0,29

Tabla 5. Cociente de posición, pp, entre ubicaciones del pico (orden del percentil) en los hietogramas de los dos métodos de síntesis.

Duración	Estación	Probabilidad de no excedencia en el método de Huff									
		10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
30 min.	CS	0,60	0,60	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,33	0,33	0,33
	SU	1,00	0,60	0,60	0,75	0,75	0,75	0,75	0,75	1,00	1,00
	VD	0,20	0,25	0,25	0,33	0,25	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	MJ	0,25	0,20	0,20	0,25	0,25	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
60 min.	CS	0,36	0,80	0,80	1,00	1,00	1,00	0,75	0,75	0,50	0,25
	SU	0,50	0,71	1,00	0,83	1,00	1,00	1,00	1,00	0,40	0,60
	VD	0,30	0,50	0,75	0,60	1,00	1,00	0,33	0,33	0,33	0,33
	MJ	0,22	0,40	0,33	0,40	0,50	0,67	1,00	0,50	0,50	0,50
90 min.	CS	0,31	0,57	0,44	0,44	1,00	0,67	0,67	0,80	0,75	0,25
	SU	0,38	0,25	0,38	0,50	0,75	0,60	0,60	0,75	0,75	1,00
	VD	0,08	0,14	0,25	0,25	0,25	0,50	1,00	0,25	1,00	1,00
	MJ	0,50	0,67	0,75	0,50	0,80	1,00	0,75	0,25	0,25	0,25
120 min.	CS	0,29	0,54	0,70	0,88	1,00	0,86	0,86	1,00	0,57	0,29
	SU	0,73	0,89	0,62	1,00	0,75	0,63	0,63	0,63	0,63	0,38
	VD	0,22	0,57	0,57	1,00	1,00	1,00	1,00	0,25	0,25	0,25
	MJ	0,29	0,31	0,24	0,29	0,75	0,50	1,00	0,75	0,25	0,25

Así, pese a que la coincidencia de ambos métodos está también desplazada hacia porcentajes mayores, la compatibilidad en 50% (donde figuran 7 casos ideales) no parece tan discutible si se la sustenta en la posición de los picos.

La discrepancia sobre qué probabilidad de no excedencia emplear en Distribución Acumulada, para que los atributos del pico del histograma tipo (magnitud y posición) se asemejen al de Ordenamiento de Intervalos, se resolvió a través del Coeficiente de Pico.

En la Tabla 6 se exponen los valores de Cp, marcando una concentración de óptimos mayor para P = 80% (5 casos). Sin embargo, lo que cuenta en realidad no es la cantidad de concordancias, sino el mejor ajuste sobre la totalidad de combinaciones.

En tal sentido, la mejor media (0,68) es la de P = 70%, porque colaboran poco los otros valores de la columna de 80%, relegando al promedio de ésta (0,57) al tercer lugar.

La homologación del pico se completa con la de la morfología general, fundada en el Coeficiente de Determinación y la suma de errores cuadráticos.

Como se puede apreciar en la Tabla 7, los máximos de R² nunca se sitúan por debajo de 50% de no excedencia. Están preferentemente (tres cuartas partes de las veces) en 60% y 70%. Los promedios en esas columnas son 0,63 y 0,65, señalando que, ni aún allí, la correlación de los diagramas de los dos métodos de síntesis llega a ser muy elevada.

La misma descripción cabe a la Σe^2 (Tabla 8). Sus

valores deseables, los mínimos, se aglutinan en 60% y 70% (13 de 16 casos), con promedios muy semejantes: 211 y 212.

La valoración final resulta de la Función Objetivo, que, al provenir de los coeficientes previos conforme a la ecuación 3, no hace sino convalidar lo mostrado por ellos. La Tabla 9, aunque presenta dispersión de máximos entre 50% y 90% de no excedencia, señala también un mejor desempeño para 70%, con 0,45 de media en esa columna contra 0,38 para 60%. Esto ratifica a P = 70% como la probabilidad que torna más afines las gráficas de OI y DA.

La Figura 4 ejemplifica las variaciones distintivas de los coeficientes de Determinación y de Pico y de la Función Objetivo, dependiendo de P, para Marcos Juárez y 30 minutos de duración. Se puede apreciar que las cifras ideales de las funciones no siempre corresponden a igual probabilidad de no excedencia, aunque suelen aparecer para porcentajes cercanos. Como es habitual, estos porcentajes superan el 50% y el óptimo de la FO se sitúa en 70%.

Ahora bien, que P = 70% sea la cualidad que provoca una mayor analogía ¿significa que logra una aproximación de ambos patrones suficiente para considerarlos equivalentes o representativos uno del otro?

Eso parece desprenderse de la Figura 5, donde se contrastan las formas del mejor acoplamiento individual obtenido, para dicha probabilidad, entre las técnicas de Pilgrim *et al.* y de Huff, tanto por la FO (0,75) como por la Σe^2 (77). Se puede notar convergencia en la posición de máximos muy parejos y una estampa razonablemente parecida.

Tabla 6. Coeficiente de Pico, Cp, producto de los cocientes de magnitud y posición entre picos de los histogramas de ambos métodos de síntesis.

Duración	Estación	Probabilidad de no excedencia en el método de Huff									
		10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
30 min.	CS	0,41	0,40	0,67	0,67	0,68	0,69	0,71	0,26	0,32	0,15
	SU	0,94	0,50	0,45	0,56	0,57	0,57	0,71	0,66	0,96	0,52
	VD	0,12	0,17	0,14	0,20	0,15	0,74	0,89	0,91	0,84	0,41
	MJ	0,20	0,14	0,14	0,16	0,19	0,74	0,79	0,95	0,82	0,41
60 min.	CS	0,21	0,45	0,45	0,70	0,74	0,66	0,62	0,67	0,47	0,08
	SU	0,47	0,57	0,64	0,64	0,76	0,86	0,95	0,98	0,39	0,28
	VD	0,13	0,46	0,42	0,37	0,58	0,58	0,23	0,30	0,26	0,12
	MJ	0,17	0,22	0,25	0,37	0,37	0,44	0,84	0,47	0,47	0,19
90 min.	CS	0,16	0,37	0,24	0,26	0,62	0,45	0,47	0,70	0,70	0,19
	SU	0,22	0,21	0,28	0,37	0,62	0,53	0,47	0,62	0,70	0,33
	VD	0,05	0,09	0,13	0,17	0,13	0,28	0,63	0,23	0,76	0,32
	MJ	0,35	0,28	0,32	0,32	0,55	0,74	0,63	0,24	0,21	0,08
120 min.	CS	0,18	0,27	0,39	0,48	0,52	0,67	0,82	0,89	0,54	0,19
	SU	0,46	0,50	0,39	0,90	0,68	0,57	0,56	0,54	0,59	0,12
	VD	0,12	0,23	0,31	0,56	0,74	0,70	0,76	0,18	0,23	0,13
	MJ	0,28	0,15	0,12	0,14	0,37	0,25	0,83	0,56	0,22	0,07

Tabla 7. Coeficiente de Determinación entre las series de porcentajes por bloque de Distribución Acumulada y Ordenamiento de Intervalos.

Duración	Estación	Probabilidad de no excedencia en el método de Huff									
		10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
30 min.	CS	0,10	0,00	0,06	0,23	0,48	0,72	0,77	0,73	0,65	0,10
	SU	0,01	0,02	0,00	0,00	0,06	0,16	0,32	0,66	0,87	0,83
	VD	0,18	0,08	0,00	0,10	0,37	0,84	0,84	0,82	0,63	0,66
	MJ	0,00	0,00	0,02	0,23	0,35	0,49	0,50	0,38	0,29	0,68
60 min.	CS	0,00	0,15	0,42	0,67	0,70	0,67	0,40	0,50	0,18	0,05
	SU	0,01	0,09	0,46	0,55	0,75	0,83	0,78	0,82	0,74	0,12
	VD	0,16	0,01	0,29	0,39	0,60	0,66	0,52	0,60	0,29	0,05
	MJ	0,46	0,00	0,04	0,24	0,41	0,54	0,78	0,65	0,70	0,10
90 min.	CS	0,04	0,18	0,24	0,34	0,59	0,65	0,65	0,60	0,46	0,10
	SU	0,28	0,04	0,02	0,24	0,63	0,74	0,76	0,74	0,73	0,48
	VD	0,26	0,00	0,16	0,15	0,50	0,61	0,75	0,63	0,74	0,62
	MJ	0,04	0,01	0,26	0,25	0,38	0,75	0,59	0,42	0,41	0,04
120 min.	CS	0,00	0,01	0,18	0,37	0,69	0,63	0,72	0,62	0,32	0,07
	SU	0,14	0,00	0,09	0,26	0,56	0,45	0,50	0,47	0,25	0,08
	VD	0,23	0,03	0,33	0,69	0,80	0,86	0,84	0,73	0,72	0,26
	MJ	0,05	0,02	0,05	0,17	0,32	0,46	0,63	0,61	0,61	0,13

Tabla 8. Suma de errores cuadráticos, si el patrón de OI fuese el real, para cada probabilidad de no excedencia de DA.

Duración	Estación	Probabilidad de no excedencia en el método de Huff									
		10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
30 min.	CS	620	448	337	273	215	142	101	93	247	3144
	SU	498	312	217	202	171	150	140	76	64	1011
	VD	1348	1036	822	680	465	129	116	225	626	3715
	MJ	1197	992	826	516	444	339	344	613	1242	3753
60 min.	CS	635	417	281	175	152	161	306	293	723	5452
	SU	739	360	183	151	85	59	77	84	190	1703
	VD	1576	1596	728	627	408	342	508	592	1696	7198
	MJ	1815	903	790	576	404	312	151	307	327	3889
90 min.	CS	534	426	399	343	208	181	189	257	431	1290
	SU	1044	768	562	338	152	109	105	119	183	1643
	VD	1914	1492	814	924	478	370	240	466	720	4356
	MJ	1487	791	514	523	436	176	336	642	792	4574
120 min.	CS	723	572	425	331	194	193	149	238	589	1486
	SU	862	594	444	350	224	266	259	305	583	2629
	VD	1589	814	515	271	164	114	120	226	349	2311
	MJ	1707	851	582	500	399	318	238	255	404	4078

Tabla 9. Función objetivo a maximizar, FO, producto de los coeficientes Cp y R² entre los hietogramas de ambos métodos.

Duración	Estación	Probabilidad de no excedencia en el método de Huff									
		10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
30 min.	CS	0,04	0,00	0,04	0,16	0,33	0,50	0,55	0,19	0,21	0,01
	SU	0,01	0,01	0,00	0,00	0,03	0,09	0,23	0,44	0,84	0,43
	VD	0,02	0,01	0,00	0,02	0,05	0,62	0,75	0,75	0,53	0,27
	MJ	0,00	0,00	0,00	0,04	0,06	0,36	0,39	0,36	0,24	0,28
60 min.	CS	0,00	0,07	0,19	0,47	0,52	0,44	0,25	0,33	0,09	0,00
	SU	0,01	0,05	0,30	0,35	0,57	0,71	0,75	0,81	0,29	0,03
	VD	0,02	0,00	0,12	0,14	0,35	0,38	0,12	0,18	0,08	0,01
	MJ	0,08	0,00	0,01	0,09	0,15	0,24	0,66	0,30	0,33	0,02
90 min.	CS	0,01	0,07	0,06	0,09	0,37	0,29	0,30	0,42	0,33	0,02
	SU	0,06	0,01	0,00	0,09	0,39	0,39	0,35	0,46	0,51	0,16
	VD	0,01	0,00	0,02	0,03	0,06	0,17	0,47	0,15	0,56	0,20
	MJ	0,01	0,00	0,08	0,08	0,21	0,55	0,37	0,10	0,09	0,00
120 min.	CS	0,00	0,00	0,07	0,18	0,36	0,42	0,59	0,55	0,18	0,01
	SU	0,06	0,00	0,04	0,23	0,38	0,26	0,28	0,25	0,15	0,01
	VD	0,03	0,01	0,10	0,38	0,59	0,60	0,64	0,13	0,16	0,03
	MJ	0,01	0,00	0,01	0,02	0,12	0,11	0,52	0,34	0,14	0,01

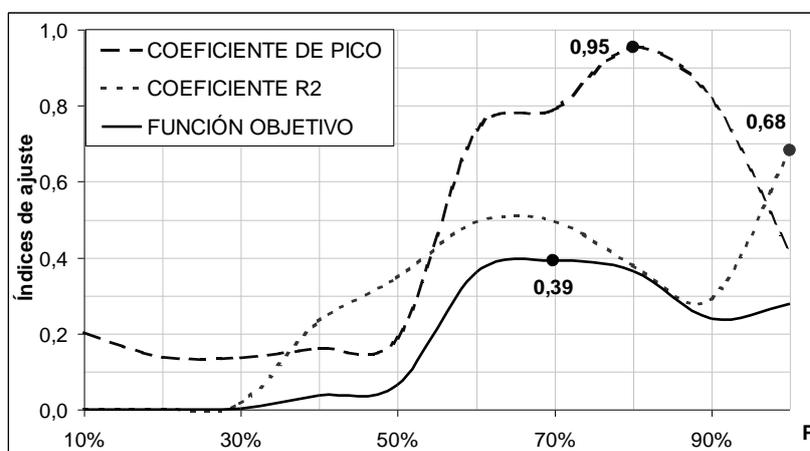


Figura 4. Variación de los índices de ajuste Cp, R² y FO con la probabilidad utilizada para Huff, en el hietograma de 30 min. de Marcos Juárez.

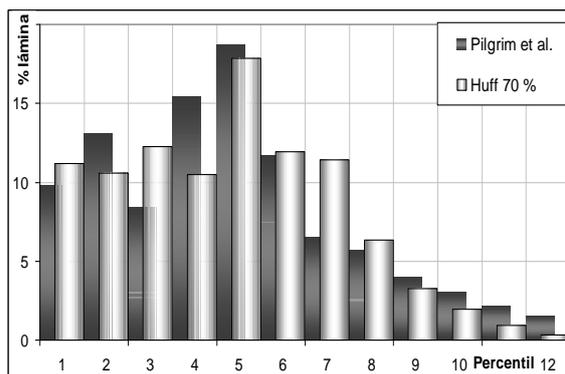


Figura 5. Hietogramas tipo de 60 minutos, resultantes de las técnicas de Pilgrim et al. y de Huff, con P = 70 %, para La Suela.

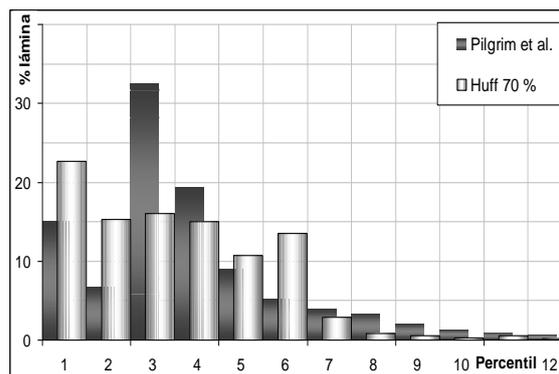


Figura 6. Hietogramas tipo de 60 minutos, resultantes de las técnicas de Pilgrim et al. y de Huff, con P = 70 %, para V^a Dolores.

Pero ello se contrapone a lo que ocurre en el peor de los casos, expuesto por la Figura 6, para la estación Villa Dolores y 60 minutos. Con FO = 0,12

y $\Sigma e^2 = 508$, los perfiles son bastante dispares, con picos marcadamente diferentes y separados entre sí dos percentiles.

Siempre para $P = 70\%$, las Figuras 7 y 8 (Ceres y Marcos Juárez, 90 minutos) brindan posiblemente una visión más equilibrada. La Figura 7, debida a un ajuste típico según la Σe^2 (189), si bien algo pobre según la FO (0,30), muestra que, aunque las dos

trazas son polimodales, la forma es muy diferente. La Figura 8 (FO = 0,37; $\Sigma e^2 = 336$), en tanto, aparenta una similitud bastante mayor; sin embargo, si se analizan los bloques individualmente, se aprecia que los ubicados en torno al pico son notoriamente diferentes.

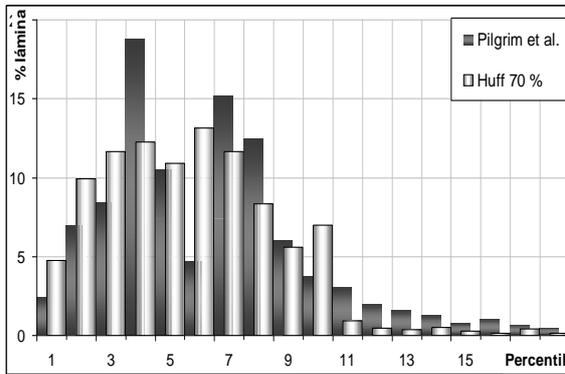


Figura 7. Hietogramas tipo de 90 minutos, resultantes de las técnicas de Pilgrim et al. y de Huff con $P = 70\%$, para Ceres.

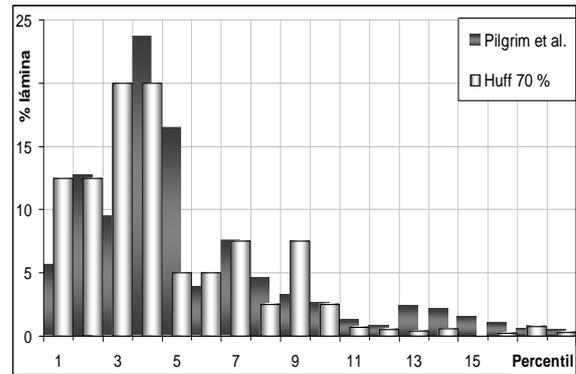


Figura 8. Hietogramas tipo de 90 minutos, resultantes de las técnicas de Pilgrim et al. y de Huff con $P = 70\%$, para Marcos Juárez.

CONCLUSIONES

Se suele asumir que sintetizar eventos históricos es el modo de deducir la distribución temporal más realista de lluvias de diseño. Sin embargo, los inconvenientes de las técnicas de esta índole inducen a analizar si procedimientos distintos, de manejo más conveniente, son aptos para sustituirlas.

A tal fin, dados un lugar y una duración de lluvia, se debe adoptar un prototipo sintético, frente al cual comparar los hietogramas debidos a otras propuestas.

Esto choca con el problema de que cada método de síntesis produce un patrón diferente e induce a explorar si es lógico considerarlos equivalentes. El examen efectuado en cuatro puntos del centro de Argentina, sobre cuatro duraciones de lluvia, permitió establecer que:

Los procedimientos de síntesis de hietogramas de diseño denominados Distribución Acumulada (Huff, 1967, 1970) y Ordenamiento de Intervalos (Pilgrim et al., 1969) conducen a resultados análogos sólo incidentalmente.

Es posible que dividir a priori los hietogramas en cuartiles y agruparlos por la posición del pico, siguiendo la táctica original de Huff, lleve a un mayor parecido con los resultados de Pilgrim *et al.*, pero existen impedimentos operativos para obrar de esa manera.

Si la evaluación está referida a la posición del pico de intensidad o al perfil total de la figura, las mayores aproximaciones se producen normalmente cuando en el método de Huff se emplean probabilidades de no excedencia elevadas: $P = 60\%$ ó $P = 70\%$.

A juzgar por el tamaño relativo de la moda de la distribución, es decir, por la porción de la precipitación que se concentra en el percentil de máxima, los mejores acoples aparecen para niveles de probabilidad superiores aún, de 80 ó 90%.

Sea por los atributos del pico o por la forma global, son raros los casos en que la mayor paridad corresponde a la mediana de la muestra (50%), que es el valor recomendable.

Por lo tanto, si la predicción efectuada por Distribución Acumulada fuese la correcta, la debida a Ordenamiento de Intervalos distaría de serlo, al alejar mucho la recurrencia final de la lluvia de diseño de aquella asumida, que es la de la lámina únicamente. Y viceversa.

El porcentaje ideal, en cuanto a la semejanza en su conjunto, es $P = 70\%$. Pero, aún en este caso, la correlación es baja y no se pueden compendiar los gráficos de los dos métodos de síntesis explorados.

O sea, los hietogramas tipo de Huff y de Pilgrim *et al.* constituyen patrones distintos, sin concordancia esencial entre si. Al carecer de argumentos de fondo que

respalden a uno u otro, no existe un prototipo único para evaluar resultados de técnicas de otra índole.

Todo lo anterior se cumple independientemente de la ubicación geográfica y de la duración del intervalo de lluvia que se esté considerando.

La cantidad de casos analizados, que sería insuficiente para sustentar la equivalencia general de los resultados, basta en cambio para descartarla definitivamente.

REFERENCIAS

- Alfieri, L., Laio, F. y Claps, P. 2008. A Simulation Experiment for Optimal Design Hyetograph Selection. *Hydrological Processes*. John Wiley & Sons. Ltd., 22, 813-820.
- Beadles, Samuel J. P. 2003. Developing the Perfect Design Storm. *CE News*. Edit. ZweigWhite, Atlanta, USA. 26-29.
- Burlando, P., Rosso, R. 1996. Scaling and Multiscaling of Depth-Duration-Frequency Curves for Storm Precipitation. *Journal of Hydrology*. 187, 45-64.
- Caamaño Nelli, G. E. y Dasso, C. M. 2003. Lluvias de Diseño: Conceptos, Técnicas y Experiencias. Córdoba, Argentina, Editorial Universitas. ISBN 987-9406-43-5, 222 pp.
- Caamaño Nelli, G., Dasso, C. y Colladon, L. 2007. Patrones Temporales de Precipitación en Ceres, Santa Fe, Extraídos de una Función i-d-T Lognormal. XXI Congreso Nacional del Agua. [CD]. Tucumán, Argentina, CPCNA.
- Caamaño Nelli, G., Dasso, C. y Colladon, L. 2009. Evaluación de la distribución temporal interna de lluvias máximas para diseño hidrológico. *Ingeniería Hidráulica en México*. México, Vol. XXIV, N° 2.
- Caamaño Nelli, G., García, C. y Dasso, C. 1999. Hietograma Puntual de Diseño: Correspondencia entre la Estimación y la Distribución de la Altura de Lluvia. *Memorias, XIV Congreso Chileno de Ingeniería Hidráulica*. Santiago, Chile. 157-168.
- Cheng, K., Hueter, I., Hsu, E.C. y Yeh, H.C. 2001. A Scale-Invariant Gauss-Marcov Model for Designs Hyetographs. *Jour. of the Am. Water Res. Ass.* 37 (3), 723-736.
- Dasso, C. y G. Caamaño Nelli. 2004. Parámetros del Pico de Intensidad Máxima Anual de Lluvia en dos Estaciones de la Región Central de Argentina. XXI Congreso Latinoamericano de Hidráulica. IAHR-AIPH Libro de Resúmenes, p. 85. São Pedro, Brasil.
- Dasso, C. y G. Caamaño Nelli. 2005. Distribución Sintética de lluvias intensas en el Área Serrana de la Provincia de Córdoba Argentina. XX Congreso Nacional del Agua y III Simposio de Recursos Hídricos del Cono Sur. Libro de Resúmenes, p 170. Mendoza, Argentina.
- Grimaldi, S., Serinaldi, F. 2006. Design hyetograph analysis with 3-copula function. *Hydrological Sciences Journal*. Volume 51, Issue 2, 223-238.
- Hashino, M., Okada, T., Kanemitsu, Y., Nishida, Y., Nishikoda, M. 1993. Determination of design storm pattern by a probability model with multi-local peaks. IAHS, International Ass. of Hydrological Sciences, Publication N° 213, 315.
- Huff, F. A. 1967. Time Distribution of Rainfall in Heavy Storms. *Water Resources Research*, Vol. 3, N° 4, 1007-1019.
- Huff, F. A. 1990. Time Distribution of Heavy Rainstorm in Illinois. *Illinois State Water Survey. Circular 173*. Champaign, USA.
- Keifer, C., Chu, H. 1957. Synthetic Storm Pattern for Drainage Design. *Journal of Hydraulics Division*. American Society of Civil Engineers, Vol. 83, N° 4, pp. 1-25. USA.
- Lin, Gwo-Fong; Wu, Ming-Chang 2007. A SOM-based approach to estimating design hyetographs of ungauged sites. *Journal of Hydrology*. Vol 339, p 216-226.
- Pilgrim, D., Cordery, I., French, R. 1969. Temporal Patterns of Design Rainfall for Sydney. *Civil Eng. Transactions*, Vol. CE 11, N° 1. The Instit. of Engin. Sydney, Australia.
- USACE (United States Army Corps of Engineers) 1956. *Snow Hydrology*, North Pacific Division, Portland, Oregon. USA.
- Vašková, I., Francés García, F. 2004. Cálculo de hietogramas de diseño con incorporación de las propiedades de escala y dependencia temporales de la precipitación. XXI Cong. Latinoamericano de Hidráulica IAHR-AIPH Libro de Resúmenes p. 74. São Pedro, Brasil.
- Veneziano, D., Villani, P. 1999. Best linear unbiased design hyetograph. *Water Resources Research*. Vol. 35, No. 9, 2725-2738.
- Yen, B. C. Y Chow, V. T. 1980. Design Hyetographs for Small Drainage Structures. *Journal Hydraulic Division*. ASCE, 106(6), 1055-1076.
- Zarris, D., Koutsoyiannis, D. Karavokiros, G 1998. A simple stochastic rainfall disaggregation scheme for urban drainage modelling. En: *Proceedings of the 4th International Conference on Developments in Urban Drainage Modelling*, p 85 - 92, London.

Artículo recibido el 04/2009 y aprobado para su publicación el 07/2009.