

APLICACIÓN DE UN MODELO DE PULSOS RECTANGULARES PARA LA SIMULACIÓN DE LLUVIAS PUNTUALES

Gerardo Adrián Riccardi

Consejo de Investigaciones Universidad Nacional de Rosario
Centro Universitario Rosario de Investigaciones Hidroambientales. FCEIA. UNR
José Hernández 986. Telefax 0341 480 8541. 2000 Rosario. Argentina. e_mail: riccardi@fceia.unr.edu.ar

Palabras clave: modelos de lluvia; lluvias puntuales; simulación continua; pulsos rectangulares; clusters.

RESUMEN

De acuerdo con el estado de avance del conocimiento en la temática, puede afirmarse que una apropiada representación de los procesos de lluvias puntuales en un amplio rango de escalas temporales puede ser llevada a cabo mediante el uso de modelos continuos basados en la teoría de procesos puntuales. En este contexto adquieren un particular interés los modelos de clusters, en los cuales se simula la estructura celular de los campos reales de precipitación, preservando al menos teóricamente, los parámetros estadísticos relevantes en un amplio rango de las escalas de agregación temporal. En este trabajo se describe la aplicación de un modelo de pulsos rectangulares basado en la formulación de modelos de clusters de Neyman-Scott (N-S). Este modelo se sustenta en la descripción de tres procesos estocásticos elementales: un proceso que fija el origen de los eventos, un proceso que fija el número de celdas de lluvias generadas en cada evento y un proceso que fija el origen temporal de cada celda. Además, cada celda tiene una duración aleatoria y una intensidad aleatoria. La formulación del proceso considera al tiempo entre eventos como variable independiente e idénticamente distribuida con una distribución exponencial, el número de celdas de lluvia de cada evento con una distribución geométrica, el tiempo de inicio de cada celda de lluvia (medida del origen del evento), la intensidad de lluvia y la duración de cada celda con distribuciones exponenciales. Cada distribución contiene su respectivo parámetro, los que son determinados mediante la resolución de un sistema de ecuaciones originado en propiedades de 2do orden (media, varianza y covarianza) de los procesos agregados a distintas escalas temporales. El sistema de ecuaciones obtenido es fuertemente no lineal y es resuelto mediante una minimización de una función objetivo basada en la suma de los residuos normalizados entre los momentos teóricos y los observados. La aplicación del modelo fue realizada en la serie de registros de la estación pluviográfica Rosario Aero. Se determinaron los parámetros de las distribuciones agrupando la muestra en valores mensuales, estimándose el grupo de parámetros con mejor ajuste para todas las escalas de agregaciones temporales. Las escalas consideradas fueron 0.5, 1.0, 2.0, 3.0, 4.0, 6.0, 12.0 y 24 horas. Para comparar las soluciones obtenidas en las diferentes combinaciones de escalas y determinar el juego de parámetros con mejor ajuste en todas las escalas temporales, se utilizó una función de mejoramiento del ajuste donde se compararon los estadísticos como la media, varianza y autocorrelación de orden 1 de la muestra y generados. Los valores determinados con las funciones de minimización son aceptables pero son de ordenes superiores a los presentados en la bibliografía internacional existente por lo que se entiende avanzar en lo referente a la representatividad del modelo teórico, el mejoramiento de la confiabilidad de la información disponible, la resolución matemática del sistema de ecuaciones y las escalas de fluctuaciones de los procesos agregados temporalmente. La generación de series sintéticas mostró un importante nivel de aproximación entre estadísticos y variables muestrales y generadas, tales como media, varianza, estructura de correlación y valores extremos.

INTRODUCCIÓN

La precipitación es uno de los procesos más relevantes tanto en investigaciones hidrológicas como en diseño de obras de saneamiento. Las mediciones puntuales han indicado la alta variabilidad temporal y espacial del proceso por lo que gran cantidad de trabajos han sido llevados a cabo para la representación de las secuencias temporales de lluvias y su distribución areal. En la década del 80 los trabajos Kavvas y Delleur (1981), Waymire et al. (1984), Rodriguez-Iturbe et al. (1984) y Valdes et al. (1985), entre otros, abordaron el modelado temporal de lluvias mediante el uso de teoría de procesos puntuales (Cox e Isham, 1980). Posteriores avances fueron presentados por Marien y Vandewiele (1986), Rodriguez-Iturbe (1986), Rodriguez-Iturbe et al. (1987a y b), Cowperrwait, (1991), Onof y Wheeler (1993), Calenda y Napolitano (1999). Dado que la información de lluvias está disponible actualmente solamente a determinadas escalas de agregación, como lámina de lluvia en un determinado intervalo de tiempo (minutos, horas días), los parámetros de los modelos continuos deben ser estimados a partir de datos agregados. Particular interés han cobrado los denominados modelos de Neyman-Scott (N-S) (Cowperrwait, 1991) y Barlett-Lewis (B-L) (Rodriguez-Iturbe et al., 1988), que simulan la estructura celular de los campos de lluvia y que son capaces de preservar, al menos teóricamente, los parámetros estadísticos muestrales en un amplio rango de las escala de agregación temporal. Velghe et al. (1994) encontró que ciertas variantes de los modelos de Neyman-Scott resultan adecuadas para su uso práctico en estudios hidrológicos. Los procedimientos de estimación de los parámetros de los modelos de pulsos rectangulares de N-S generalmente emplean los momentos de 1er. y 2do. orden en dos diferentes escalas de agregación (media, varianza y covarianza en una escala y varianza y covarianza en una 2da. escala).

En el presente trabajo, continuando investigaciones ya emprendidas en la temática con modelos de composición (Riccardi y Zimmermann 2000) se presenta el planteo de un modelo de pulsos rectangulares de N-S y su aplicación en la Estación Rosario-Aero.

EL MODELO DE PULSOS RECTANGULARES DE NEYMAN-SCOTT (N-S)

En los modelos de pulsos rectangulares de N-S cada evento de lluvia es originado por un mecanismo disparador, denominado *origen del evento* (representando físicamente por ej. la llegada de un frente atmosférico o una tormenta convectiva), a partir del cual se disparan o generan celdas elementales de lluvia. El modelo es descrito por tres procesos estocásticos elementales:

- # un procesos que contempla el origen de los eventos
- # un procesos que agrupa el número de celdas de lluvia generadas en cada tormenta
- # un proceso que contempla el origen de cada celda dentro de cada tormenta

Cada celda tiene duración e intensidad aleatorias y el origen de cada celda se mide a partir del origen temporal de la tormenta. La representación de tormentas por parte del modelo se esquematiza en la Figura 1.

Las formulación básica del proceso de N-S es:

- # el tiempo entre orígenes de tormentas sucesivas T_e es una variable independiente e idénticamente distribuída, según una distribución exponencial:

$$P_{T_e}(te) = 1 - e^{-\lambda te} \quad (1)$$

- # el número de celdas de lluvia N asociada con cada tormenta sigue un distribución geométrica, y para asegurar que al menos una celda es generada en cada evento lluvioso se asume

una transformación de variable del tipo $C = N-1$ con C con una distribución geométrica con valor medio $E(C) = \mu-1$, de modo que $E(N) = \mu$. La función densidad de probabilidad de C resulta:

$$p_C(c) = \frac{1}{\mu} \left(1 - \frac{1}{\mu}\right)^c \quad (2)$$

el tiempo de comienzo de cada celda de lluvia T_c , medida desde el origen del evento se considera distribuido exponencialmente con un parámetro β :

$$P_{T_c}(\tau c) = 1 - e^{-\beta \tau c} \quad (3)$$

el histograma de cada celda es rectangular con duración L e intensidad X , exponencialmente distribuidas con parámetros η y ξ respectivamente:

$$P_L(l) = 1 - e^{-\eta l} \quad (4)$$

$$P_X(x) = 1 - e^{-\xi x} \quad (5)$$

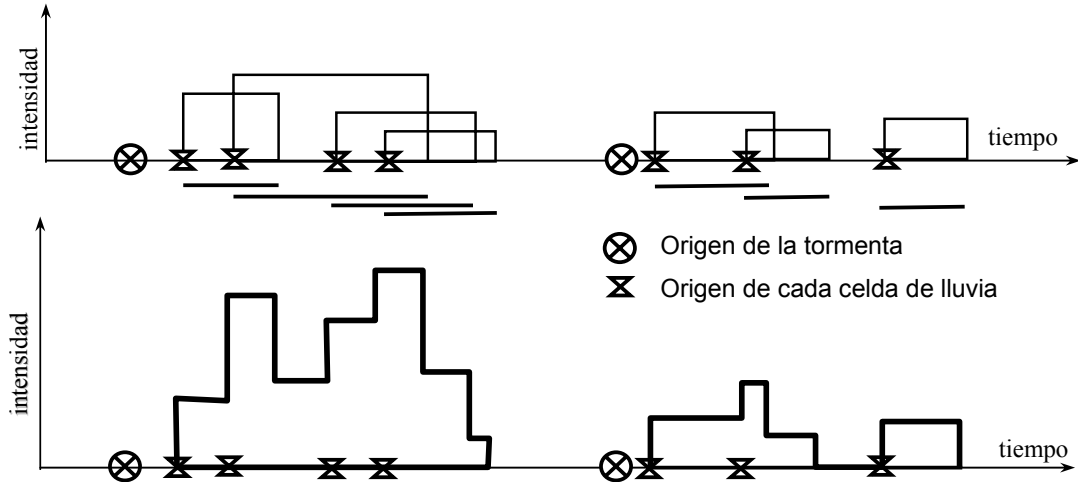


Figura 1. Esquema de representación de tormentas del Modelo de Neyman-Scott

La intensidad de precipitación para un cierto tiempo t , $Y(t)$ esta dada por la suma de los aportes individuales de cada celda activa en el tiempo t :

$$Y(t) = \int_{u=0}^{\infty} X_{t-u}(u) dM(t-u) \quad (6)$$

donde X_{t-u} es la intensidad de los pulsos rectangulares disparados a partir del tiempo u y $M(t)$ representa el proceso de conteo estocástico de las presentaciones de las celdas individuales.

Las expresiones analíticas de los estadísticos de 2do. orden (media, varianza y estructura de correlación) del proceso continuo $Y(t)$, son dados por Rodríguez-Iturbe et al. (1987a). Ya que los datos de lluvias están disponibles en intervalos de tiempo discretos (minutos, horas, días) es necesario determinar las propiedades agregadas para la estimación de los parámetros del modelo. El proceso agregado a una escala de tiempo τ se define como:

$$Y_i^\tau = \int_{(i-1)\tau}^{i\tau} Y(t) dt \quad (7)$$

donde i es el orden del intervalo de tiempo.

Las propiedades de 2do. orden del proceso agregado, derivadas por Rodríguez-Iturbe et al. (1987a) son:

$$E[Y_i^{(\tau)}] = \lambda \eta^{-1} \mu \xi \tau \quad (8)$$

$$\text{Var}[Y_i^{(\tau)}] = \lambda \eta^{-3} (\eta\tau - 1 + e^{-\eta\tau}) \left[4\mu\xi^2 + 2(\mu^2 - \mu)\xi^2 \frac{\beta^2}{\beta^2 - \eta^2} \right] - \lambda(\beta\tau - 1 + e^{-\beta\tau}) \frac{2(\mu^2 - \mu)\xi^2}{\beta(\beta^2 - \eta^2)} \quad (9)$$

$$\text{Cov}[Y_i^{(\tau)}, Y_{i+k}^{(\tau)}] = \lambda \eta^{-3} (1 - e^{-\eta\tau}) e^{-\eta(k-1)\tau} \left[2\mu\xi^2 + (\mu^2 - \mu)\xi^2 \frac{\beta^2}{\beta^2 - \eta^2} \right] - \lambda(1 - e^{-\beta\tau}) e^{-\beta(k-1)\tau} \frac{(\mu^2 - \mu)\xi^2}{\beta(\beta^2 - \eta^2)} \quad (10)$$

La lluvia puntual es un proceso altamente fluctuante por lo que la mayor atención está siempre enfocada sobre la intensidad promedio o sobre la lámina promedio:

$$X_T(t) = \frac{1}{T} \int_{t-(T/2)}^{t+(T/2)} X(t) dt \quad (11)$$

$$I_T(t) = TX_T(t) = \int_{t-(T/2)}^{t+(T/2)} X(t) dt \quad (12)$$

Vanmarcke (1983) presentó una revisión de la medida del intervalo de tiempo T requerido para obtener estimadores estables (baja varianza) de los valores fluctuantes relacionados con $X_T(t)$. Una medida de la variabilidad de $X_T(t)$ es dado por su varianza:

$$\text{Var}[X_T] \equiv \sigma_T^2 = \gamma(T) \sigma^2 \quad (13)$$

donde σ^2 es la varianza de $X(t)$ y $\gamma(T)$ es la función de varianza de $X(T)$ definida por:

$$\gamma(T) = \frac{2}{T} \int_0^T \left(1 - \frac{\tau}{T} \right) \rho(\tau) d\tau \quad (14)$$

donde $\rho(\tau)$ es la función de correlación de $X(t)$. Las funciones aleatorias $X_{(T)}(t)$ e $I_T(t)$ difieren solamente por T , y sus respectivas varianzas por T^2 de modo que :

$$\text{Var}[I_T] \equiv T^2 \sigma_T^2 = T^2 \gamma(T) \sigma^2 \quad (15)$$

Según Vanmarcke (1983) una familia útil de modelos para la función varianza es descrita por :

$$\gamma(T) = \left[1 + \left(\frac{T}{\theta} \right)^m \right]^{-1/m} \quad (16)$$

Los parámetros θ y m pueden ser estimados por ajuste de una regresión no lineal a los valores obtenidos desde la ec.(14) para las distintas escalas de agregación disponibles en la muestra.

El procedimiento más usual para la estimación de los parámetros es el método de los momentos (Rodríguez-Iturbe et al., 1987a, b). La base del procesos de pulsos rectangulares de N-S depende de los cinco parámetros λ , μ , β , η y ξ , por lo que siguiendo al método de los momentos deben ser calculados los cinco estadísticos de la serie observada e igualados a sus expresiones teóricas. El sistema de ecuaciones resultantes debe ser resuelto en función de los parámetros. El procedimiento habitualmente utilizado es el que propusiera originalmente Rodríguez-Iturbe et al. (1987a, b), en donde la serie histórica es agregada a dos diferentes escalas temporales τ_i y τ_j calculándose media, varianza y covarianza, y utilizando las ec. 8 a 10 en una escala y varianza y covarianza y utilizando las ec. 9 y 10 para la otra. El sistema de ecuaciones resultante (5 x 5) es no lineal y se resuelve mediante la minimización de una función objetivo $Z(x)$, definida por la suma de los residuos normalizados entre los momentos teóricos $\theta_k(x,\tau)$ y los momentos observados $\theta_k^*(x,\tau)$ para una determinada escala de agregación seleccionada.

$$Z(x) = \sum_{k,\tau} \left[\frac{\theta_k(x,\tau)}{\theta_k^*(\tau)} - 1 \right]^2 \quad (17)$$

El uso de la relación (17) asegura que los grandes valores numéricos no dominen el ajuste. Resulta evidente que en cada escala de agregación surgirá un grupo o un conjunto de grupos de valores de los parámetros λ , μ , β , η y ξ , que minimizan la función $Z(x)$. Por ello, es necesario un “mejoramiento del ajuste”, donde se evalúa el ajuste cada grupo de parámetros no solo en su escala de origen sino en todas las restantes. La expresión utilizada es:

$$S = \frac{1}{n} \left[\sum_{k=1}^n \left(1 - \frac{X_k}{X_{s,k}} \right)^2 \right] \times 100 \quad (18)$$

donde el índice k indica la media, varianza y lag-1 de todas las escalas, X_k es el valor de los estadísticos k obtenido usando los parámetros calculados, en tanto que $X_{s,k}$ es el valor histórico del estadístico.

APLICACION DEL MODELO EN ESTACION ROSARIO-AERO

El modelo fue aplicado en una estación pluviográfica de Rosario (SF) denominada Rosario-Aero, en la serie pluviográfica desde 1986 a junio de 1998 (DGHyS, 1999). Si bien la estación puede registrar datos cada 5 minutos, con esa discretización solo se registraron un 36% de las tormentas involucradas en la serie. El mínimo intervalo de agregación de la lámina total fue de 1/2 hora debido a que comprendía a más del 90% de las tormentas observadas. En el resto de las tormentas se consideraron distribuciones internas observadas en estaciones vecinas. El modelo fue aplicado en series mensuales con el objeto de preservar la estacionariedad del proceso. Los estadísticos : media, varianza, covarianza y coeficientes de autocorrelación de orden 1 y 2 y probabilidad de intervalos de tiempo correspondientes al mes de marzo se presentan en la Tabla 1. A los efectos ilustrativos se expone el mes de marzo como mes testigo debido a que es uno de los meses más lluviosos en la serie observada.

Para la minimización de la función objetivo (17) fue utilizado el método de convergencia

cuadrática de Powell (Press et al., 1986). Para contemplar la influencia de los puntos iniciales de búsqueda de la solución se consideró un dominio espacial R^5 de los valores de los parámetros. Se establecieron valores mínimos y máximos (Tabla 2) de cada uno de los parámetros en función de consideraciones físicas y datos de la literatura (Calenda y Napolitano, 1999). Los intervalos de cada parámetro fueron divididos en $n=11$ subintervalos, determinándose n^5 puntos de inicio de búsqueda del mínimo. Con las 8 agregaciones utilizadas (0,5; 1; 2; 3; 4; 6; 12 y 24 horas) quedaron definidos 28 sistemas de ecuaciones para cada mes. En cada sistema de ecuaciones se arranca desde $11^5 = 161051$ condiciones iniciales diferentes en búsqueda de valores mínimos de la función objetivo.

Tabla 1. Estación Rosario-Aero.
Estadísticos para distintas escalas de agregación. Serie 1986-1998. Mes de Marzo

t (h)	Cant. Datos	E(h _i) (mm)	Var(h) (mm ²)	Covar ₁ (h) (mm ²)	ρ ₁ (h)	Covar ₂ (h) (mm ²)	ρ ₂ (h)	F[Y _i =0]
0.5	16368	0.0843	0.6397	0.4069	0.6361	0.2665	0.4166	0.9600
1	8184	0.1687	2.0504	1.2035	0.5870	0.7764	0.3787	0.9555
2	4092	0.3374	6.3234	3.2413	0.5126	0.9312	0.1473	0.9450
3	2728	0.5061	12.4203	4.5031	0.3626	0.9551	0.0769	0.9413
4	2046	0.6748	18.8716	5.5910	0.2963	1.2677	0.0672	0.9272
6	1364	1.0121	28.7750	9.9545	0.3459	2.2970	0.0798	0.9135
12	682	2.0243	70.5468	19.7151	0.2795	6.0932	0.0864	0.8783
24	341	4.0486	202.7422	19.7191	0.0973	-8.1524	-0.0402	0.8123

Covar_k ; ρ_k : covarianza y coeficiente de autocorrelación de orden k
F[Y_i=0]: Relación entre el número de datos ceros y el número total de datos.

Tabla 2. Rango de los valores iniciales de los parámetros

Parámetro	λ (1/h)	η (1/h)	μ	ξ (mm/h)	β (1/h)
Límite inferior	0.001	0.100	2	0.100	0.010
Límite superior	0.050	20	100	30	3.000

A los efectos de ordenar las diferentes escalas de agregación Calenda y Napolitano (1999) definieron al índice de escala :

$$k_{i,j} = \left| \log \frac{\tau_i}{\tau_k} \right| \quad (19)$$

En la Figura 2 se presenta la relación entre el índice de escala $k_{i,j}$ y el valor óptimo de la función objetivo Z (mes de Marzo) para las 50 mejores soluciones en cada escala de agregación, considerando como mejores a aquellas soluciones con menores valores de la función objetivo Z. De la Figura 2 surge una tendencia, que si bien en Calenda y Napolitano (1999) resulta más evidente, en la cual puede establecerse que los menores valores de Z se presentan a valores elevados de k. Esta tendencia no es similar en todos los meses y en casos Z no registra vinculación con el índice de escala. Calenda y Napolitano (1999) ensayan una respuesta a esa tendencia, analizando la relación entre parámetros en las distintas escalas concluyendo que cuando las escalas son cercanas, el comportamiento estadístico de los procesos es semejante con lo cual los parámetros no serían unívocamente determinados. Por el contrario si las escalas son bien diferenciadas, los valores de los parámetros no cambian de acuerdo al punto de inicio existiendo una única solución.

Los valores obtenidos de los parámetros que determinaron el mínimo valor de Z para cada combinación de escalas de agregaciones se presenta en la siguiente la Tabla 3.

La estimación de la mejor solución para las 8 escalas temporales se lleva a cabo mediante el

mejoramiento del ajuste de acuerdo con la ec. 18, considerando los parámetros obtenidos al resolver las 28 combinaciones de escalas. Para el proceso no solo se utilizaron los parámetros para las soluciones óptimas (de menor valor Z) sino también los 50 conjuntos de parámetros en cada combinación que arrojaban los menores valores de la función Z. Esto se realizó así a partir de la consideración de que la mejor solución para todas las escalas no necesariamente debe computar el menor valor de Z en la combinación respectiva. El valor mínimo del mejoramiento del ajuste para el mes de marzo fue $S = 1.956402 \%$, correspondiendo a los siguientes parámetros:

Tabla 3. Parámetros para Soluciones Óptimas. Mes de Marzo

τ_i (h)	τ_{ij} (h)	k_{ij}	$\lambda(1/h)$	η (1/h)	μ	ξ (mm/h)	β (1/h)	Z
0.5	1	0.301030	0.006544	5.157656	21.364879	6.223283	0.398412	2.8284E-04
0.5	2	0.602060	0.001160	2.370686	44.552437	7.735253	0.030861	7.7013E-05
0.5	3	0.778151	0.007430	5.945558	22.116037	6.103511	0.496390	1.0000E-17
0.5	4	0.903090	0.007524	4.578552	16.828525	6.100107	0.467784	1.0000E-17
0.5	6	1.079181	0.002623	1.706049	12.518324	8.763291	0.029638	7.2339E-08
0.5	12	1.380211	0.005585	1.659611	5.656521	8.862511	0.061754	1.0000E-17
0.5	24	1.681241	0.006363	2.237932	7.716184	7.689301	0.200960	1.0000E-17
1	2	0.301030	0.006501	5.549101	23.947897	6.012739	0.393309	5.4353E-04
1	3	0.477121	0.007385	19.768134	37.785787	11.949645	0.526504	8.9732E-06
1	4	0.602060	0.007775	2.267092	9.860901	4.988055	0.441499	2.7131E-09
1	6	0.778151	0.002208	1.183376	11.503447	7.747899	0.022012	1.0654E-02
1	12	1.079181	0.002116	1.060102	10.625440	7.922781	0.011242	5.1830E-03
1	24	1.380211	0.006837	1.253435	4.611079	6.708076	0.176336	8.5727E-06
2	3	0.176091	0.007798	0.696683	26.173983	0.575793	1.858766	2.5151E-05
2	4	0.301030	0.007730	1.449759	15.037716	2.103856	0.590530	1.1898E-04
2	6	0.477121	0.001680	0.666431	11.640006	5.749173	0.010882	2.4220E-02
2	12	0.778151	0.002677	0.688557	7.058222	6.159767	0.013201	3.1613E-02
2	24	1.079181	0.008044	0.668250	2.263211	6.176057	0.118696	3.6475E-05
3	4	0.124939	0.007389	19.523153	25.315445	17.606993	0.489206	8.7831E-05
3	6	0.301030	0.006413	2.616999	8.079448	8.520357	0.197530	1.6856E-02
3	12	0.602060	0.003109	0.777994	6.099938	6.782093	0.018461	2.6001E-02
3	24	0.903090	0.007175	1.051945	3.664661	6.752995	0.159512	5.6159E-06
4	6	0.176091	0.005373	7.140331	7.776935	28.828784	0.110034	9.9846E-03
4	12	0.477121	0.002726	0.711119	7.464480	5.936799	0.013884	1.8286E-02
4	24	0.778151	0.006541	7.540123	6.483053	29.995863	0.183648	9.4753E-05
6	12	0.301030	0.006202	2.402091	8.585597	7.610101	0.138639	5.5010E-03
6	24	0.602060	0.006362	12.888521	12.161828	28.098820	0.204760	3.6322E-03
12	24	0.301030	0.006040	0.342884	91.624461	0.104516	0.348786	1.1986E-02

Tabla 4. Parámetros resultantes del mejoramiento del ajuste. Mes de Marzo

τ_i (h)	τ_{ij} (h)	k_{ij}	$\lambda(1/h)$	η (1/h)	μ	ξ (mm/h)	β (1/h)	Z
1	24	1.380211	0.006947	1.226389	3.704112	7.824070	0.149197	4.257E-03

En el resto de los meses del año los valores de S varían desde 1.4909 % en febrero hasta 47% en el mes de julio. De acuerdo a valores de S hallados en la bibliografía (Calenda y Napolitano (1999), Velghe et al. (1994)) puede considerarse el nivel de ajuste como aceptable. En lo que respecta al análisis de fluctuaciones los parámetros θ y m fueron estimados por ajuste de la ec. (16) usando un análisis de regresión no-lineal a los valores obtenidos desde la ec. (14). En el caso del mes de marzo los valores resultaron $m = 1.121$ y $\theta = 2.757$. Como se muestra en la Figura 3 la estimación de la función de varianza teórica (utilizando datos agregados a 0.50 h) es ajustada de manera adecuada por la función propuesta por Vanmarke (1983) (ec. (16)).

Generación de Series Sintéticas

Una vez determinados los parámetros a través del mejoramiento del ajuste en todos los meses se procedió a generar las series sintéticas de lluvias aplicando las ec. (1) a (5). Se determinaron series de 10 años de longitud temporal. Se calcularon los principales estadísticos para todo el rango de las escalas de agregación (0.5 a 24 horas) y se compararon con los valores obtenidos desde las series observadas. La comparación incluyó valor medio, varianza, coeficientes de autocorrelación lag-1, lag-2 y lag-3 y probabilidad de lluvia cero. Asimismo se compararon valores característicos como máximos (1° a 5°) en cada escala de agregación. En la Figura 4 se presentan para el mes de Marzo la comparación de valor medio, varianza, lag-1, lag-2, probabilidad de lluvia cero y 1er máximo. En el caso del valor medio y la varianza se alcanzaron muy buenos resultados, en tanto que es menos satisfactorio el ajuste para la estructura de correlación (lag-k). La probabilidad de lluvia cero es levemente subestimada para escalas mayores a 6 hs y levemente sobrestimada para escalas menores a 3 hs. Los valores extremos (1er a 5to máximo) fueron determinados con un nivel de aproximación admisible.

CONCLUSIONES

El modelo de pulsos rectangulares basado en la formulación de modelos de clusters de Neyman-Scott (N-S) ha demostrado una capacidad de generación de series sintéticas con semejanza estadística a las series observadas.

Si bien en la reproducción de las lluvias regionales otros planteos como los modelos de composición han dado buenos resultados, el modelo de N-S permite aproximar estadísticos, estructura de autocorrelación, probabilidad de ocurrencia y valores extremos de las series generadas a las observadas en un amplio rango de escalas temporales.

Los valores de las funciones de minimización determinados en la búsqueda de los parámetros del modelo son aceptables pero son de ordenes superiores a los presentados en la bibliografía internacional existente por lo que se entiende avanzar en lo referente a la representatividad del modelo teórico, el mejoramiento de la confiabilidad de la información disponible, la resolución matemática del sistema de ecuaciones y las escalas de fluctuaciones de los procesos agregados temporalmente.

BIBLIOGRAFIA

- DGHyS** (1999) *Serie Temporal de lluvias en Rosario-Aero 1986-1998*. En soporte magnético. Dirección General de Hidráulica y Saneamiento de la Municipalidad de Rosario, Rosario, Argentina.
- Calenda, G. and F. Napolitano** (1999) "Parameter estimation of Neyman-Scott processes for temporal point rainfall simulation". *Journal of Hydrology*, Vol. 225, pp. 45-66.
- Cowpertwait, P.S.P.**(1991) "Further Developments of the Neyman-Scott clustered point process for modelong rainfall". *Water Resources Research*, Vol. 27 (7), pp. 1431-1438.
- Cox, D.R. and V. Isham, V.** (1980) *Point Processes*. Chapman and Hall, London.
- Kavvas, M.L. and J. W. Delleur** (1981), "A stochastic model of daily rainfall sequences". *Water Resources Research*, Vol. 17 (4), pp. 1151-1160.
- Marien, J.L. and G.L. Vandewiele** (1986), "A Point Rainfall Generator with Internal Storm Structure". *Water Resources Research*, Vol. 22 (4), pp. 475-482.

- Onof , C. and H.S. Wheeler** (1993) “*Modelling of British rainfall using a random parameter Barlet-Lewis rectangular pulse model*”. Journal of Hydrology, Vol. 149, pp. 67-95.
- Press W.H., B. Flannery, S. Teukolsky and W. Vetterling** (1986), *Numerical Recipes*. Cambridge University Press, New York, pp. 297-300.
- Riccardi, G. y E. Zimmermann** (2000) “*Modelo Probabilístico de Tormentas Puntuales Aplicado a Rosario Aero (Santa Fe, Argentina)*”. Uso y Preservación de los Recursos Hídricos en los Umbrales del Siglo XXI, (Farias H. et. al, editores), pp. 57-58. Santiago del Estero, Argentina.
- Rodriguez-Iturbe , I.** (1986) “*Scale of fluctuations of rainfall models*”. Water Resources Research, Vol. 22 (9), 15S-37S.
- Rodriguez-Iturbe, I. , V.K. Gupta, and E. Waymire** (1984) “*Scale considerations in the modelling of temporal rainfall*”. Water Resources Research, Vol. 20 (11), pp. 1611-1619.
- Rodriguez-Iturbe, I. and P.S. Eagleson** (1987a) “*Mathematical models of rainstorm events in space and time*”. Water Resources Research, Vol. 23 (1), pp. 181-190.
- Rodriguez-Iturbe, I., D.R. Cox and V. Isham** (1987b) “*Some models for rainfall based on stochastic point processes*”. Proc. R. Soc. Lond. , Series A (410), pp. 269-288.
- Rodriguez-Iturbe, I., D.R. Cox and V. Isham** (1988) “*A Point Process for Rainfall: further developments*”. Proc. R. Soc. Lond. , Series A (417), pp. 283-298.
- Valdes, J.B., I. Rodriguez-Iturbe and V.J. Gupta** (1985) “*Approximations of temporal rainfall model from a multidimensional model*”. Water Resources Research, Vol. 21 (8), pp. 1259-1270.
- Velghe T., P. Troch, F. De Troch and J. Van de Velde** (1994) “*Evaluation of cluster-based rectangular pulses point process models for rainfall*”, Water Resources Research, Vol. 30 (10), pp. 2847-2857.
- Waymire, E. and V.K. Gupta** (1981) “*The mathematical structure of rainfall representations: 1. A review of the stochastic rainfall models. 2. A review of the theory of point processes. 3. Some applications of the point process theory to rainfall processes*”. Water Resources Research, Vol. 17 (5), pp.1261-1294.

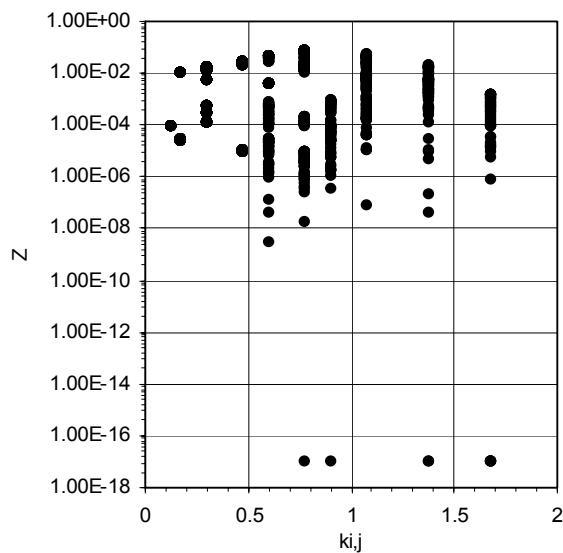


Figura 2. Función Objetivo Z vs Índice de escala $k_{i,j}$

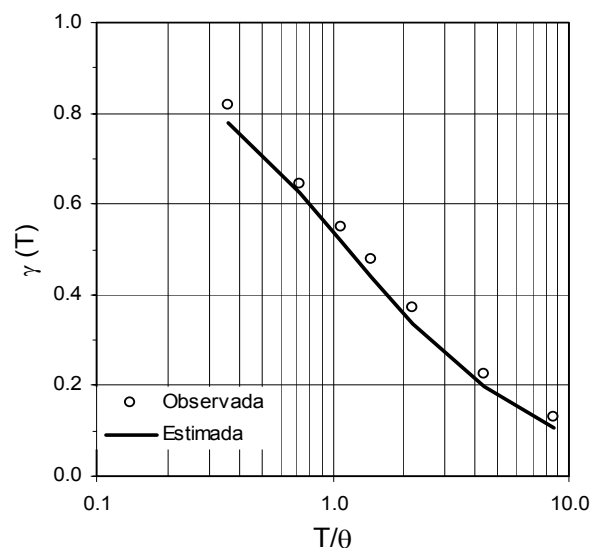
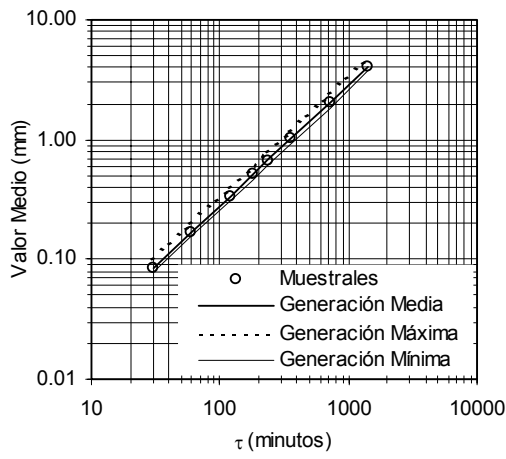
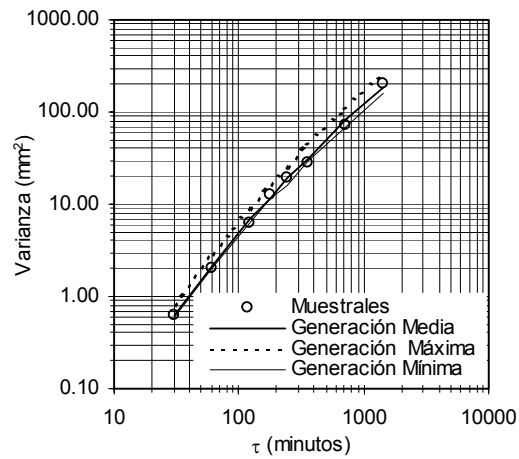


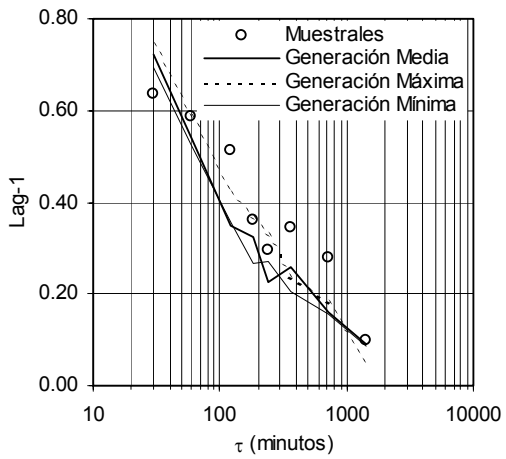
Figura 3. Función de varianza $\gamma(T)$ observada y estimada



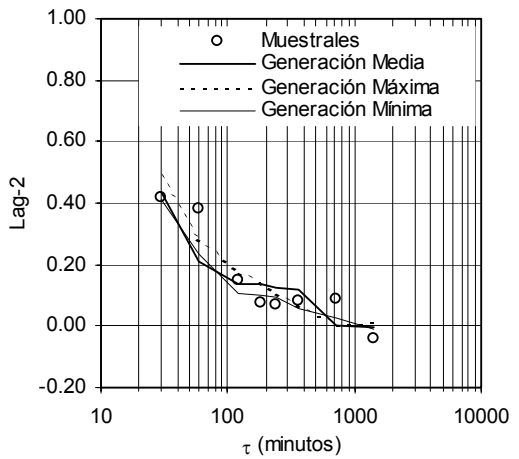
(a)



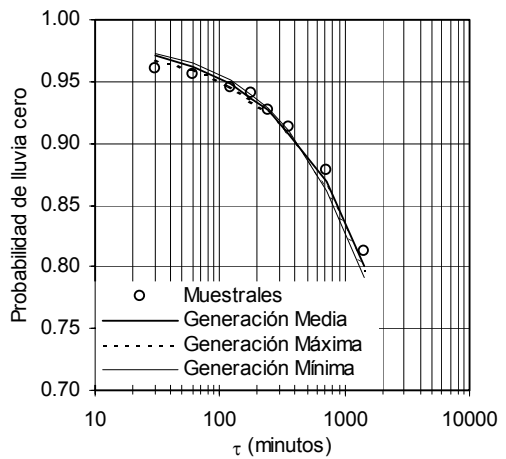
(b)



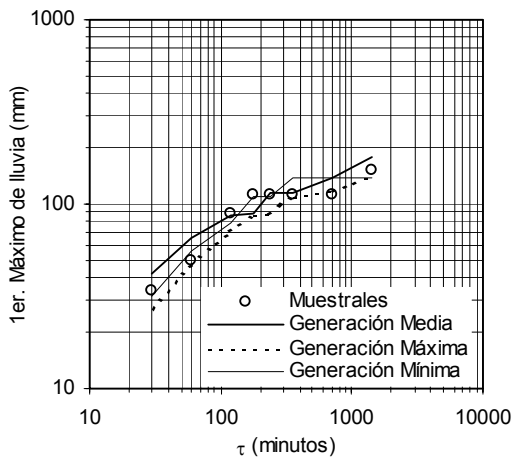
(c)



(d)



(e)



(f)

Figura 4. Estadísticos y valores característicos observados y generados. (a) Valor Medio, (b) Varianza, (c) Coeficiente de autocorrelación de lag-1, (d) lag-2, (e) Probabilidad de lluvia cero y (e) Valor extremo 1er. máximo de lluvia.