

SIMULACIÓN DE LLUVIAS PUNTUALES DESDE ESCALA HORARIA A SEMANAL

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

RESUMEN

Se presenta un modelo de simulación de series de lluvias basado en la teoría de procesos puntuales. El modelo es del tipo de agrupamiento de pulsos rectangulares de Neyman-Scott (N-S). En esta clase de modelos se simula la estructura celular de los campos reales de precipitación preservando los parámetros estadísticos relevantes, en un amplio rango de las escalas de agregación temporal. Esta característica vinculada a la agregación temporal hace de estos modelos herramientas útiles en estudios hidrológicos, tales como producción de escurrimiento, infiltración, recarga de acuíferos, predicción de crecidas y sequías, simulación hidrológica continua, etc.. El modelo se sustenta en la descripción de tres procesos estocásticos elementales: un proceso de Poisson 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 aplicación del modelo fue realizada en la serie de registros de la estación pluviográfica Rosario Aero (Rosario, Argentina). Las series fueron analizadas en agrupamientos mensuales con el fin de preservar la estacionariedad. Las escalas de agregaciones temporales consideradas para la determinación de los parámetros del modelo fueron 0.5, 1.0, 2.0, 3.0, 4.0, 6.0, 12.0 y 24 horas, en tanto que para la evaluación de los resultados generados se consideraron además escalas de 48, 72 y 168 horas. 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, probabilidad de lluvia cero y valores extremos.

Palabras clave: modelos de lluvia; lluvias puntuales; agrupamiento de pulsos rectangulares.

ABSTRACT

A rainfall model for an adequate representation through a wide range of temporal scales is presented. The model is the cluster-based Neyman-Scott point process. These models simulate the cellular structure of precipitation fields and are able to preserve the relevant statistics on a wide range of temporal aggregation scales. This characteristic make these models useful tools in more general hydrological studies, such as the study of runoff production, prediction of floods and droughts, infiltration, groundwater recharge, continuous hydrological simulation, etc.. The model describe the rainfall by mean of three independent elementary stochastic processes, a Poisson process that sets the origin of the events, a process that sets the number of rain cells generated by each event and a process that sets the origin of the cells. Also, each rain cell has a random duration and a random intensity. The application of the model was made to the historical rainfall series of Rosario Aero (Rosario, Argentina). The model was applied to the monthly series in order to preserve the stationarity. The temporal aggregation scales used for the estimation of the model parameters were 0.5, 1.0, 2.0, 3.0, 4.0, 6.0, 12.0 y 24 hours, in addition, for the results evaluation were considered 48, 72, and 168 hours. The synthetic generation showed an acceptable agreement for the mean, variance, structure and correlation, probability of depth zero and extreme values.

Keywords: rainfall models; point rainfall; cluster point process.

INTRODUCCIÓN

La precipitación es uno de los procesos más relevantes en el sistema hidrológico, constituyendo como es bien sabido, una señal de entrada en el ciclo. 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). Avances posteriores fueron presentados por Marien y Vandewiele (1986), Rodriguez-Iturbe (1986), Rodriguez-Iturbe et al. (1987a y b), Cowpertwait, (1991), Onof y Wheeler (1993), Calenda y Napolitano (1999). Dado que la información de lluvias está disponible 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) (Cowpertwait, 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, los parámetros estadísticos muestrales en un amplio rango de la escala de agregación temporal. En lo que concierne a grandes escalas temporales (días, semanas, meses) compatibles con, entre otros procesos, las escalas de los procesos predominantes en el movimiento de flujo subterráneo, Entekhabi et al. (1989) introdujo una modificación al modelo N-S con un parámetro adicional con el objeto de mitigar la tendencia del modelo N-S original a sobreestimar la probabilidad de tiempo seco para grandes escalas. Posteriormente Velghe et al. (1994) argumentó, que aunque el modelo modificado produce mejores valores de probabilidad de altura de lluvia cero (o tiempo seco) introduciendo una complejidad adicional en la estimación de los parámetros del modelo, no se preserva en la misma forma que el modelo N-S original las propiedades de 2do. grado del proceso de lluvia.

En el presente trabajo se describe el modelo N-S original y su aplicación en la serie de lluvias registradas en la estación Rosario Aero (Argentina).

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

Dentro de los modelos basados en agrupamientos de procesos puntuales de lluvias se enmarca el modelo de pulsos rectangulares basado en un proceso de Neymann-Scott. En este modelo 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 proceso de Poisson que contempla el origen de los eventos
- # un proceso 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.

La formulación básica del proceso de N-S se basa en:

el tiempo entre orígenes de tormentas sucesivas es una variable independiente e idénticamente distribuida según una función de distribución de probabilidad exponencial:

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

el número de celdas de lluvia N asociada con cada tormenta sigue una 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 , medido desde el origen del evento, se considera distribuido exponencialmente con un parámetro β :

$$P_{Tc}(\tau_c) = 1 - e^{-\beta \tau_c} \quad (3)$$

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

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

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

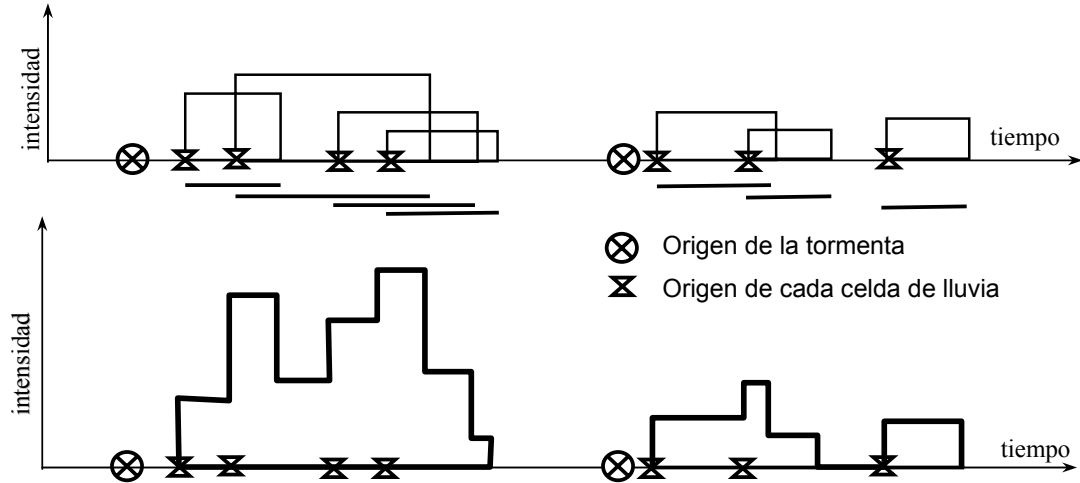


Figura 1. Esquema de representación de tormentas del Modelo de Neyman-Scott

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 presentados 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:

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

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

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

El procedimiento más habitual para la estimación de los parámetros es el método de los momentos (Rodríguez-Iturbe et al., 1987a, b). El modelo 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 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.

$$Z(x) = \sum_{k, \tau} \left[\frac{\theta_k(x, \tau)}{\theta_k^*(\tau)} - 1 \right]^2 \quad (11)$$

El uso de la relación (11) 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:

$$S = \frac{1}{n} \left[\sum_{k=1}^n \left(1 - \frac{X_k}{X_{s,k}} \right)^2 \right] \times 100 \quad (12)$$

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 (11) 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

Los valores obtenidos de los parámetros que determinaron el mínimo valor de Z para cada combinación de escalas de agregaciones del mes de marzo se presentan en la Tabla 3.

Tabla 3. Parámetros para soluciones de mínimo valor de Z . Mes de Marzo

τ_i (h)	τ_{ij} (h)	k_{ij}	λ (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	2.82E-04
0.5	2	0.602060	0.001160	2.370686	44.552437	7.735253	0.030861	7.70E-05
0.5	3	0.778151	0.00743	5.945559	22.116039	6.103511	0.49639	1.38E-21
0.5	4	0.903090	0.007528	4.532379	16.642769	6.102728	0.466634	2.49E-07
0.5	6	1.079181	0.002701	1.708715	12.184308	8.758347	0.030803	5.51E-07
0.5	12	1.380211	0.005585	1.659611	5.656521	8.862511	0.061754	2.13E-20
0.5	24	1.681241	0.006363	2.237932	7.716184	7.689301	0.20096	1.65E-16
1	2	0.301030	0.006501	5.549101	23.947897	6.012739	0.393309	5.43E-04
1	3	0.477121	0.007385	19.768134	37.785787	11.949645	0.526504	8.97E-06
1	4	0.602060	0.007792	2.219122	9.565912	5.022288	0.438411	1.47E-07
1	6	0.778151	0.002208	1.183376	11.503447	7.747899	0.022012	1.06E-02
1	12	1.079181	0.002116	1.060102	10.625440	7.922781	0.011242	5.18E-03
1	24	1.380211	0.006875	1.236748	4.507751	6.731792	0.174249	4.58E-23
2	3	0.176091	0.007798	0.696683	26.173983	0.575793	1.858766	2.51E-05
2	4	0.301030	0.007730	1.449759	15.037716	2.103856	0.590530	1.18E-04
2	6	0.477121	0.001680	0.666431	11.640006	5.749173	0.010882	2.42E-02
2	12	0.778151	0.002677	0.688557	7.058222	6.159767	0.013201	3.16E-02
2	24	1.079181	0.008084	0.662114	2.263091	6.105268	0.119386	5.26E-06
3	4	0.124939	0.007389	19.523153	25.315445	17.606993	0.489206	8.78E-05
3	6	0.301030	0.006413	2.616999	8.079448	8.520357	0.197530	1.68E-02
3	12	0.602060	0.003109	0.777994	6.099938	6.782093	0.018461	2.60E-02
3	24	0.903090	0.00711	1.082894	3.779467	6.79748	0.162049	3.78E-24
4	6	0.176091	0.005373	7.140331	7.776935	28.828784	0.110034	9.98E-03
4	12	0.477121	0.002726	0.711119	7.464480	5.936799	0.013884	1.82E-02
4	24	0.778151	0.006541	7.540123	6.483053	29.995863	0.183648	9.47E-05
6	12	0.301030	0.006202	2.402091	8.585597	7.610101	0.138639	5.50E-03
6	24	0.602060	0.006362	12.888521	12.161828	28.098820	0.204760	3.63E-03
12	24	0.301030	0.006040	0.342884	91.624461	0.104516	0.348786	1.19E-02

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. 12, considerando los parámetros obtenidos al resolver las 28 combinaciones de escalas. No solo se utiliza en cada escala el grupo de parámetros que determina el menor valor de la función 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 $S = 1.35 \%$.

En el resto de los meses del año los valores de S son inferiores al 5% excepto los meses de agosto y

enero donde S asume valores de 26.8% y 16.5% respectivamente. 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.

Generación de Series Sintéticas

A partir de la selección de los parámetros en cada mes se procedió a generar las series sintéticas de lluvias aplicando las ec. (1) a (5). Se determinaron 10 series de 10 años de longitud temporal, definiéndose en cada caso la serie máxima, media y mínima en función del acumulado en la escala de 24 horas. Se calcularon los principales estadísticos para todas las escalas de agregación utilizadas en la determinación de los parámetros (0.5 a 24 horas) y las escalas adicionales de 48, 72 y 168 horas. Los valores calculados fueron comparados 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 y probabilidades de no excedencia de lluvia. En las Figuras 2 a 12 se presentan comparación de valores calculados y observados para el mes de marzo. Las Figs. 2 y 3 corresponden a valor medio y varianza; la Fig. 4 corresponde a los coeficiente de autocorrelación de orden 1 y 2; en la Fig. 5 se representa la probabilidad de lluvia cero; las Figs. 6 a 8 corresponden al 1er, 2do y 3er máximo en tanto que las Figs. 9 a 12 corresponden a las probabilidades de no excedencia para lluvias de 1, 24, 72 y 168 horas. Se consideró para la presentación de resultados el mes de marzo pues es el que representa la mayoría de las tendencias medias en los resultados calculados en todos los meses.

En el caso del valor medio, la varianza y la probabilidad de lluvia cero se lograron resultados altamente satisfactorios computándose una correlación entre curvas observadas y calculadas (simulaciones mínima, media y máxima) $R^2 > 0,99$.

Es menos satisfactorio, sin dejar de ser aceptable, el ajuste para la estructura de correlación (lag-k). El lag-1 mostró una correlación superior $R^2 > 0,90$ en tanto que el lag-2 de la simulación media fue mas pobre $R^2 > 0,50$ ($R^2 > 0,89$ para simulación máxima y $R^2 > 0,77$ para simulación mínima).

Analizando los máximos de las series desde el 1er al 11mo máximo la correlación es superior al 0,85. En lo referente a la probabilidad de no excedencia las correlaciones entre valores calculados y muestrales fueron $R^2 > 0,94$ para 1y 24 horas en tanto que desciende a 0,82 y 0,72 para 72 y 168 horas respectivamente.

CONCLUSIONES

El modelo de agrupamiento de pulsos rectangulares de Neyman-Scott (N-S) ha demostrado una capacidad de generación de series sintéticas con semejanza estadística a las series observadas. El modelo ha permitido aproximar aceptablemente propiedades de 2do orden, estructura de autocorrelación, probabilidad de lluvia cero, valores extremos y probabilidad de no excedencia de valores máximos de las series generadas a las observadas en un rango de escalas temporales desde 0,50 a 168 horas.

Una de las potencialidades del presente modelo radica en la descripción matemática del proceso físico de lluvia y la posibilidad de su agregación temporal a tiempos superiores a los de la duración de la tormenta, lo que lo hace apto para su utilización en estudios de procesos del ciclo hidrológico como infiltración, balance, recarga de acuíferos, etc..

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 Hidricos 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.

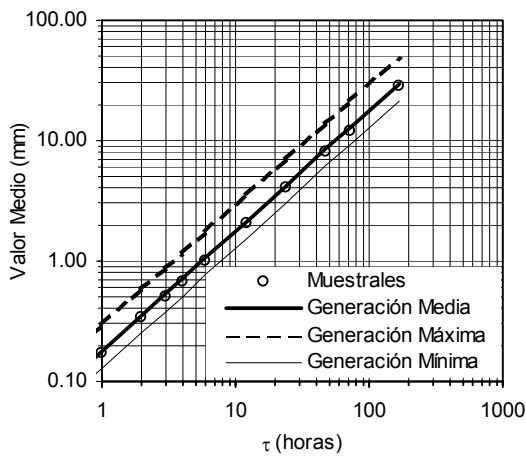


Figura 2. Valor medio. Marzo

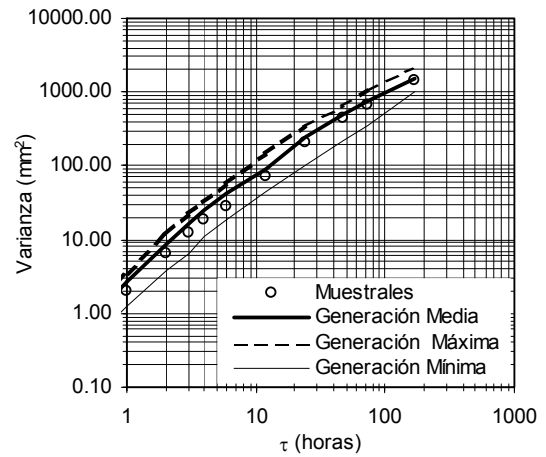


Figura 3. Varianza. Marzo

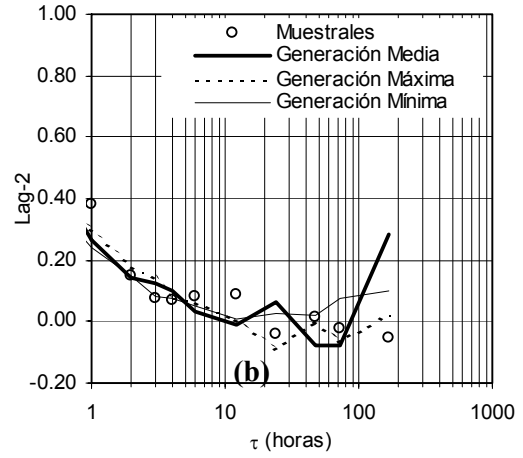
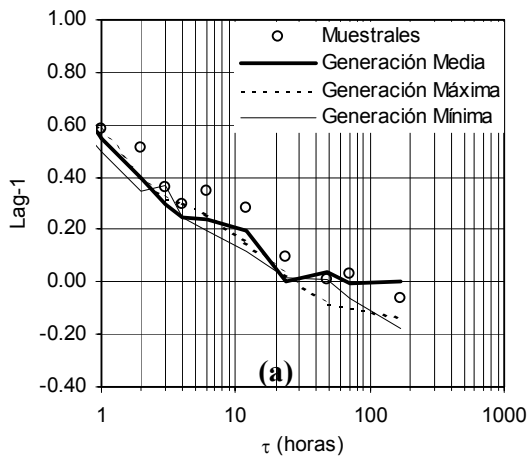


Figura 4. Coeficientes de autocorrelación. Marzo, (a) Lag-1 (b) Lag-2

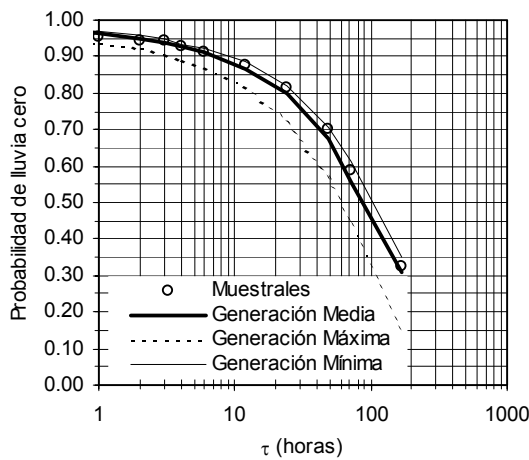


Figura 5. Probabilidad de tiempo seco. Marzo

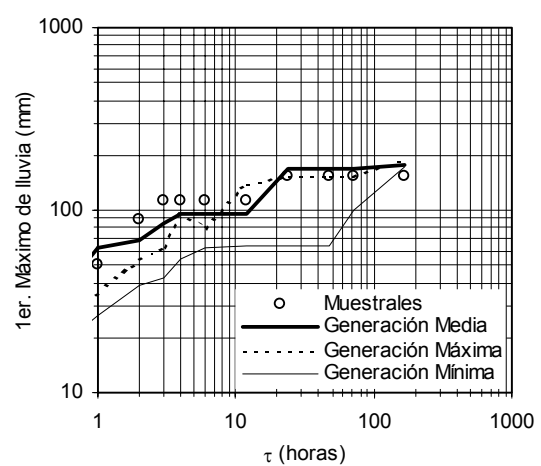


Figura 6. 1er. Máximo de la serie. Marzo

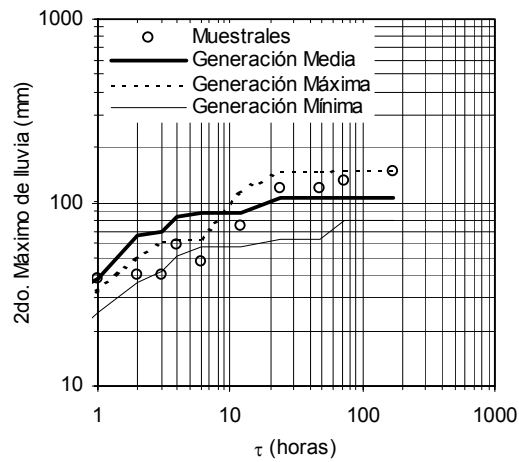


Figura 7. 2do. Máximo de la serie. Marzo

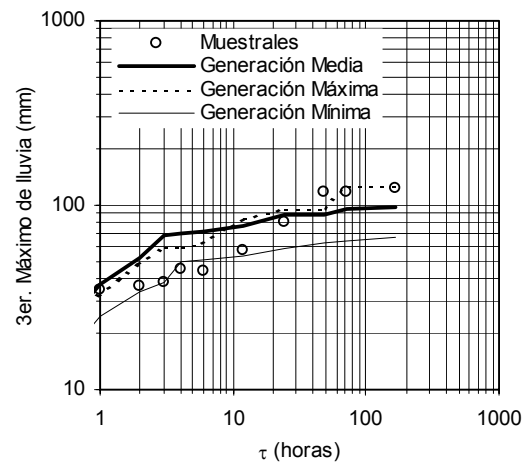


Figura 8. 3er. Máximo de la serie. Marzo

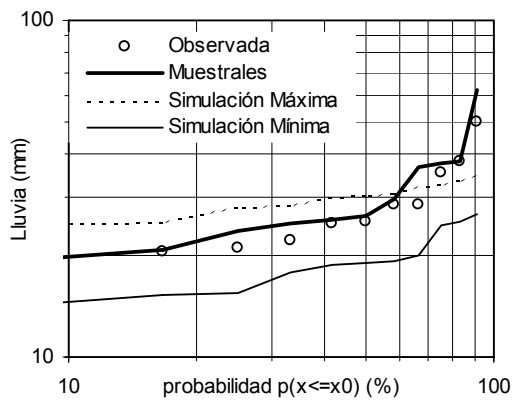


Figura 9. Máximos en 1 hora. Marzo

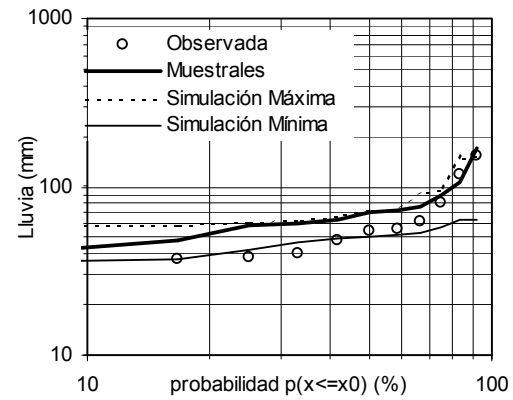


Figura 10. Máximos en 24 horas. Marzo

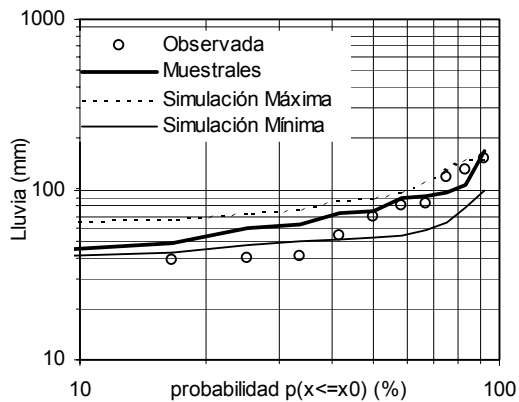


Figura 11. Máximos en 72 horas. Marzo

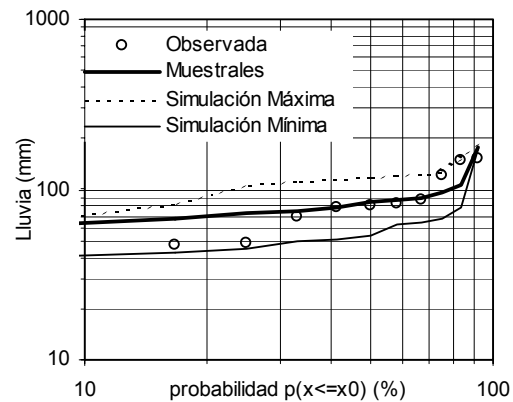


Figura 12. Máximos en 168 horas. Marzo