

Modelación estocástica de la ocurrencia de descargas atmosféricas, sus implicaciones en el diseño de sistemas de protección y estudio de incidencia de fatalidades: análisis de la situación venezolana

Stochastic modeling of lightning occurrences, implications on lightning protection system design and lightning fatalities incidence: analysis of Venezuela situation

Silva Artigas, Soiram Ernesto^{1,3,*}; Ugas Mendoza, Yosmel^{2,4}

¹ Programa de Doctorado en Estadística, ² Programa de Maestría en Epidemiología, Universidad Central de Venezuela

³ Dirección General Socioacadémica, Universidad Bolivariana de Venezuela

⁴ Colegio Universitario de Rehabilitación "May Hamilton", Instituto Venezolano de los Seguros Sociales

Caracas -Venezuela

*soiram@cantv.net

Resumen

El presente artículo constituye una revisión en español, con énfasis en Venezuela, del trabajo desarrollado por los autores en el campo de la modelación estocástica de las descargas atmosféricas, su aplicación en el diseño de sistemas de protección, y su relación con la ocurrencia de fatalidades como problema de salud pública. La investigación se ha materializado en tres trabajos presentados en las dos últimas ediciones de la "International Conference on Lightning Protection" (ICLP) en Viena-Austria (2012) y Shanghái-China (2014), donde conceptualizando las descargas atmosféricas y las fatalidades como eventos puntuales, se modela su ocurrencia a través de Procesos de Poisson no Homogéneos, de comportamiento periódico múltiple. El modelado implica la estimación, por aplicación del Método de Análisis Multiresolución, de un conjunto de funciones base asociadas a las periodicidades detectadas. Los modelos estimados para Venezuela son simulados y evaluados en términos de calidad mediante medidas de bondad. Los resultados evidencian en ambos procesos, la existencia de períodos anuales, trimestrales, semanales y diarios (solo en descargas atmosféricas). Ello plantea la posibilidad de realizar una valoración dinámica del riesgo, que incide en el diseño de Sistemas de Protección Contra Rayos, y favorece el desarrollo de un Sistema de Vigilancia Epidemiológica.

Palabras claves: Análisis de riesgo por descargas atmosféricas, dinámica de descargas atmosféricas, fatalidades por rayos, aplicaciones de procesos puntuales o de conteo.

Abstract

This paper is a Spanish review, with emphasis on Venezuela, of the work developed by the authors in the field of stochastic modeling of lightning, its application in the design of protection systems and their relationship with the occurrence of lightning fatalities as a public health problem. The research has resulted in three papers presented in the last two editions of the International Conference on Lightning Protection (ICLP) in Vienna-Austria (2012) and Shanghai-China (2014), where lightning flash and lightning fatalities are conceptualized as point events, their occurrence is modeled by Non-Homogeneous Poisson processes with multiple periodic behavior. The estimation involves modeling, by application of Multiresolution Analysis Method, a set of basis functions associated with the detected periodicities. The Venezuela estimates models are simulated and evaluated in terms of quality by descriptive measures of goodness. The results show on both processes, the existence of annual, quarterly, weekly and daily (only lightning flash) periods. This raises the possibility of a dynamic risk assessment, which affects the design of lightning protection systems, and supports the development of an epidemiological surveillance system.

Key words: Lightning risk analysis, Lightning Dynamics, Lightning Fatalities, Counting and Point Process Applications.

1 Introducción

La modelación estocástica de la ocurrencia de descargas atmosféricas tiene como intención obtener una descripción adecuada de su comportamiento, basada en la medición de sus parámetros característicos a través de Redes de Detección y Localización de Descargas Atmosféricas (RDLDA), Torres Instrumentadas, Satélites de Observación Terrena y otras herramientas instrumentales. Estas observaciones permiten establecer que el proceso de ocurrencia de las descargas atmosféricas, así como sus parámetros, tienen características de variabilidad conjunta de carácter temporal y espacial (Bonnet 2011).

La variación temporal se manifiesta en términos de períodos y momentos en los que en una región específica se da un aumento o disminución en la intensidad de ocurrencia de descargas. Ello se relaciona con la presencia o ausencia de nubes de tormenta que, a su vez, se asocia a las fluctuaciones cíclicas de las condiciones climáticas anuales. El modelado estocástico por medio de Procesos de Poisson no Homogéneos (PPNH) se centra en la naturaleza discreta de la ocurrencia de una descarga atmosférica, vista como un evento o suceso probabilístico (Silva 2012, Silva 2014).

Por otra parte las fatalidades por rayo son también eventos discretos cada uno directamente relacionado con la ocurrencia de una descarga atmosférica nube-tierra (descarga N-T) (Silva y col., 2014). No todas las descargas N-T están relacionadas con fatalidades por rayo, pero cuando ocurre un evento humano por rayo (*human lightning causalities*), existe una alta probabilidad de lesión, y que la misma evolucione hacia una fatalidad. Dada esta estrecha relación entre fatalidades por rayos y descargas N-T, se plantea como hipótesis de trabajo que su ocurrencia tiene un comportamiento temporal con rasgos de similitud al de toda la actividad de descargas N-T.

Tanto la ocurrencia de Descargas Atmosféricas, así como las fatalidades por rayo, son fenómenos aleatorios cuya aparición en tiempo y espacio no puede ser anticipada con precisión, sin embargo, con el análisis estadístico de la información disponible, es posible valorar su incertidumbre.

Con base en esto, y un modelo de aproximación final como el Modelo Electrogeométrico (MEG) (Silva 2013), se realizan evaluaciones de riesgo y se establece el grado de exposición de estructuras ante el impacto de descargas N-T. El criterio utilizado para evaluar la incertidumbre tiene una consecuencia directa en las estimaciones de riesgo. Su evaluación se basa en el análisis de la variabilidad estadística presente en la información disponible sobre la ocurrencia del fenómeno.

En tal sentido la adopción del modelo de Proceso de Poisson no Homogéneo (PPNH), como aproximación estocástica alternativa, adecuada para el análisis y caracterización de descargas atmosféricas, y en particular descargas N-T, contribuye a reducir la incertidumbre asociada en comparación con otros enfoques que se basan en la noción de Va-

riable Aleatoria (V.A.) y la inferencia estadística de muestras Independientes e Idénticamente Distribuidas (i.i.d.) (Silva 2012).

Este enfoque es extensible al estudio de fatalidades por rayo y permiten desarrollar un modelo descriptivo de simulación con aplicaciones en el contexto de la salud pública, que contribuyan al desarrollo de políticas públicas de mitigación de riesgo así como la implementación de un sistema de vigilancia epidemiológica (Silva y col., 2014).

Los autores consideran que es de interés para Venezuela el desarrollo de una línea de investigación nacional sobre esta temática, habida cuenta que es un país de alta actividad cerámica, poseedora de la región planetaria con mayor actividad de descargas atmosféricas como lo es "El Relámpago del Catatumbo" (Bürgesser y col., 2012).

2 La Ocurrencia de Descargas Atmosféricas Como Proceso de Poisson no Homogéneo

La ocurrencia de descargas atmosféricas, y en particular descargas N-T, son eventos discretos que pueden ser contabilizados. Así, dado un intervalo de tiempo finito $I=(0,t]$, y mediante la observación del proceso, es posible contar el número $N(I)$ de eventos que se producen en él. Esta característica permite clasificar la ocurrencia de descargas N-T como un proceso de conteo, sobre el cual se define una variable de conteo dada por (Silva 2012):

$$S_n = T_1 + T_2 + \dots + T_n, \quad (1)$$

donde S_n representa el tiempo total transcurrido hasta la ocurrencia del evento "n", y T_1, T_2, \dots, T_n es una secuencia de tiempos. T_i es el tiempo desde el evento (i-1) al evento i.

$$T_i = S_i - S_{(i-1)} \quad \text{para todo } i = 2, \dots, n. \quad (2)$$

Sobre la base de S_n se define la función de conteo del proceso en el intervalo de tiempo $(0, t]$ como:

$$N_t = N((0, t]) = \max_n \{n > 0 : S_n \leq t\}. \quad (3)$$

Donde N_t es el número de eventos hasta el instante de tiempo "t" y se denomina "Proceso Puntual o de Conteo".

Uno de los principales modelos utilizados para caracterizar este tipo de procesos estocásticos es el modelo de Poisson. Éste establece que la probabilidad de ocurrencia de "k" eventos en el intervalo $I=(0,t]$, se rige por la siguiente definición general (Resnick 2002):

Definición: Sea N un proceso puntual con espacio de estado \mathcal{E} . Supongamos que \mathcal{F} es una clase de subconjuntos medibles de \mathcal{E} llamados σ -álgebra. Entonces N es un Proce-

so de Poisson con media de medida "μ" o equivalentemente una Medida Aleatoria de Poisson (MAP (μ)) si:

Para todo $A \subset \mathcal{E}$

a)

$$P\{N(A) = k\} = \begin{cases} \frac{e^{-\mu(A)} (\mu(A))^k}{k!} & \text{si } \mu(A) < \infty \\ 0 & \text{si } \mu(A) = \infty. \end{cases} \quad (4)$$

b) Si A_1, A_2, \dots, A_k son subconjuntos o sucesos mutuamente excluyentes ($A_i \cap A_j = \emptyset$ para todo $i \neq j$) de \mathcal{E} en \mathcal{E} , entonces $N(A_1), N(A_2), \dots, N(A_k)$ son Variables Aleatorias (V.A.) Independientes.

Por lo tanto N es Poisson, si los puntos en el subconjunto o suceso A , se distribuyen con distribución de Poisson de parámetro $\mu(A)$, y además el número de puntos en las regiones mutuamente excluyentes son variables aleatorias independientes.

La Propiedad b) se conoce como *aleatorización completa*. Cuando el espacio de estado es $\mathcal{E} = R$, b) se denomina propiedad de incrementos independientes. En este caso se tiene que para cualquier secuencia de tiempos (puntos en R^+), $S_1 < \dots < S_k$ se tiene que $\{N((S_i, S_{i+1}]) ; i=1,2,\dots,k\}$, son V.A. independientes.

Cuando el suceso A es el intervalo de tiempo $(0,t]$, la probabilidad indicada en (4) se denota por $P\{N((0,t])=k\} = P\{N=k\}$, y al término $\mu((0,t]) = \mu(t)$ se le denomina "Función de Valor Medio" del proceso de conteo N_t .

Si el proceso es homogéneo entonces $\mu(t) = \lambda t$, es una función lineal de t con λ como constante de proporcionalidad. Ésta se interpreta como la tasa de ocurrencia de eventos por unidad de tiempo. El proceso estocástico con estas características se denomina "Proceso de Poisson Homogéneo" (PPH).

La posible variación temporal de la tasa de ocurrencia de descargas N-T, implica que su comportamiento es no homogéneo, i.e. $\mu(t) \neq \lambda t$. En este caso la tasa de ocurrencia varía en el tiempo, i.e. $\lambda = \lambda(t)$, y se relaciona con μ por:

$$\mu(t) = \int_0^t \lambda(t) dt. \quad (5)$$

$\lambda(t)$ se denomina "Función de Intensidad", y el proceso estocástico resultante se conoce como "Proceso de Poisson no Homogéneo" (PPNH). La estimación de las funciones $\mu(t)$ y $\lambda(t)$ es el principal objetivo al modelar estos procesos.

3 La Ocurrencia de Fatalidades por Rayo como Proceso de Poisson no Homogéneo

La ocurrencia de fatalidades por rayo está asociada a

un subconjunto de la actividad total de descargas N-T. Su comportamiento estocástico se puede conceptualizar como un proceso de conteo derivado de un proceso de conteo global de descargas N-T, donde sobre este último se efectúa el condicionamiento en base la ocurrencia de víctimas mortales. Este hecho permite extender el mismo enfoque matemático descrito en la sección 2 al modelado de la ocurrencia de fatalidades por rayos.

4 Descripción del Modelado por Procesos de Poisson no Homogéneos

Las variaciones temporales cíclicas observadas en la frecuencia de ocurrencia de descargas atmosféricas y fatalidades por rayos, están asociadas a las fluctuaciones cíclicas en múltiples escalas de tiempo que ocurren en las condiciones climáticas anuales. Desde un punto de vista no homogéneo, lo último sugiere la existencia de múltiples variaciones temporales cíclicas en las funciones de valor medio y de intensidad $\mu(t)$, $\lambda(t)$.

Para caracterizar la ocurrencia de descargas atmosféricas y fatalidades por rayos, a través PPNH bajo los supuestos de existencia de múltiples comportamientos cíclicos, se ha propuesto utilizar (Silva 2012) el método conocido como Análisis Multiresolución desarrollado por Kuhl y Wilson (Kuhl y col., 2001). El método supone, dentro de una ventana de tiempo de observación $(0,S]$, un modelo para la función de valor medio $\mu(t)$. Éste se basa en la descomposición de $\mu(t)$ en términos de un componente de tendencia a largo plazo y "p" componentes que caracterizan su comportamiento dentro de cada ciclo o resolución.

La existencia de "p" ciclos implica la presencia de "p" duraciones cíclicas distintas en orden creciente ($b_1 > b_2 > \dots > b_p$). Éstas conforma un conjunto de duraciones de ciclos que cumplen con la propiedad jerárquica $b_i = kb_{i+1}$, con k entero para $i = 1, 2, \dots, p-1$. Además se asume la ventana de tiempo de observación $(0,S]$ de una manera tal que $S = kb_1$ (k entero), y se asigna $b_0 \equiv S$ como la resolución cero.

A cada ciclo de duración b_i , se asocia una función no decreciente de la forma $R_i : (0, b_i] \rightarrow [0, 1]$, que representa la distribución acumulada de puntos (descargas atmosféricas o fatalidades por rayos) en todos los ciclos sucesivos de longitud b_i en que se descompone la ventana de observación $(0,S]$. Por un procedimiento recursivo basado en la relación jerárquica entre duraciones de ciclos, se obtiene el modelo semi-paramétrico de función de valor medio que sigue (Kuhl y col., 2001):

$$\mu(t) = \mu(S) \left\{ R_0(s_{0,t}) + \sum_{i=1}^p \left[R_i(s_{i,t}) \prod_{j=0}^{i-1} (R_j(s_{j,t} + b_{j+1}) - R_j(s_{j,t})) \right] \right\}, \quad (6)$$

Donde $s_{i,t} = t - (j_{i,t} - 1)b_i$ es una transformación temporal que ubica el tiempo actual "t", en el intervalo patrón $(0, b_i]$ co-

respondiente a la i -ésima resolución de análisis de duración b_i . La naturaleza semi-paramétrica de (6) se debe a la estructura de las funciones base R_i que pueden tener formas arbitrarias, y hace posible modelar comportamientos cíclicos no trigonométricos y en general no simétricos.

5 Procedimiento de Estimación del Modelo

Las variaciones estacionales en múltiples escalas de tiempo, o más precisamente la existencia de múltiples periodicidades, pueden ser identificadas por aplicación de un método especial de análisis espectral desarrollado por uno de los autores de este artículo, sobre la función de intensidad empírica en $(0, S]$ (Silva A, 2014).

El método se basa en la Transformada Rápida de Fourier (FFT=Fast Fourier Transform), y la interpretación de los índices en la densidad espectral de potencia (PSD=Power Spectral Density), como la contribución que cada frecuencia de Fourier hace a la variabilidad total presente en una descomposición FFT.

El método permite la obtención de un conjunto de duraciones de ciclos b_i , que cumplen con la propiedad jerárquica $b_i = kb_{i+1}$, y que mejor representan las características de frecuencia observadas, en el sentido de explicar la porción más significativa de la variabilidad total asociada a una descomposición FFT.

Una vez establecido el número y duración de las resoluciones de análisis se efectúa la estimación del modelo por aplicación del Método de Análisis Multiresolución. El procedimiento de estimación es de carácter semi-paramétrico; no se asume una forma funcional específica para describir $\mu(t)$ por medio de las funciones base asociadas a los niveles de resolución. Kuhl y Wilson sostienen que en cada resolución se debe estimar una función base monótona creciente $R_i(s)$ que la caracteriza, donde $s \in (0, b_i]$, con $R_i(0)=0$ y $R_i(b_i)=1$. La estimación se realiza por el ajuste de polinomios de grado " r " conocidos como r -polinomios [9] que tienen la siguiente estructura:

$$R_i(s) = \begin{cases} s/b_i & \text{si } r=1 \\ \sum_{k=1}^{r-1} \beta_{k,i} (s/b_i)^k + \left(1 - \sum_{k=1}^{r-1} \beta_{k,i}\right) (s/b_i)^r & \text{si } r > 1, \end{cases} \quad (7)$$

donde $\beta_{k,i}$ son los coeficientes de regresión.

El grado del polinomio es determinado por un procedimiento algorítmico basado en un *Test de Razón de Verosimilitudes* (TRV) desarrollado por los autores del método (Kuhl y col., 2006). El TRV se aplica a la secuencia de eventos observados en la ventana de observación $(0, S]$. Éstos se superponen al subdividir el intervalo $(0, S]$ en sub-intervalos sucesivos de la forma $((j-1)b_i, jb_i]$ para la resolución i -ésima, donde $j = 1, 2, \dots, S/b_i$ y S/b_i es el número de sub-intervalos de longitud b_i presentes en $(0, S]$.

La superposición se consigue al desplazar los tiempos de ocurrencia que caen dentro del j -ésimo sub-intervalo $((j-1)b_i, jb_i]$, para ubicarlos dentro del intervalo patrón $(0, b_i]$ vía la transformación temporal $s = t - (j-1)b_i$, donde " s " es la variable temporal en (6) y (7).

Se establece como hipótesis nula H_0 inicial que el grado del polinomio es $r = 1$ y por medio de la aplicación del TRV con un nivel de significación " α " se establece su aceptación o rechazo. Si se rechaza H_0 se aumenta el grado a $r = 2$ y se repite el TRV con la nueva H_0 de que $r=2$. El proceso se repite hasta alcanzar el mínimo valor de " r " que produce la aceptación de H_0 . Finalmente, se construye la función de valor medio $\mu(t)$ por medio de un procedimiento recursivo, donde a partir de la resolución de duración b_0 , correspondiente a la tendencia a largo plazo, se añaden los efectos de cada resolución de análisis en la secuencia $i=1..p$.

6 Aplicación en Datos Reales Sobre Ocurrencia de Descargas Atmosféricas y Fatalidades por Rayos en Venezuela

La metodología propuesta se aplica a dos conjuntos de datos con base en la República Bolivariana de Venezuela con orígenes en instituciones de estado distintas (Silva 2014, Silva y col., 2014):

a) Descargas N-T detectadas sobre la totalidad del territorio nacional durante los años 2002-2005 por la RDLDA que administra CORPOELEC¹. b) Registros proporcionados por el Ministerio del Poder Popular para la Salud, contentivos de los reportes de fatalidades por rayos sobre el territorio nacional desde el año 1999 hasta el 2011.

En el primer caso se trata de un total de 15,0405 millones de descargas N-T detectadas a nivel nacional, lo cual supone un promedio de 3.76 millones de descargas N-T por año, un valor cercano al 60% de la actividad registrada durante el año 2006 por EUCLID², próximo a 6.5 millones de descargas en sus 27 países miembros (Bonnet 2011).

En el segundo caso se tienen 118 fatalidades por rayo reportadas. Esto implica una tasa promedio anual de 9.83 fatalidades/año. La población venezolana promedio en este período de tiempo es de 26,5 millones de habitantes, que implica una tasa de incidencia anual de 0,3709 fatalidades por millón de habitantes. Esta tasa es 3,7 veces la observada en Europa y América del Norte con 0,1 fatalidades por millón de habitantes (Silva y col., 2014).

Debido a la cantidad de datos de descargas N-T (15,0405 millones de registros), el análisis se realiza sobre una muestra representativa de tamaño 3.000. Éste tamaño muestral preserva en una escala de conteo reducida, las características cíclicas de tiempo del proceso completo. En la Fig.1a)-1b), se presentan el proceso completo observado y el correspondiente proceso muestral de descargas N-T.

¹Corporación Eléctrica Nacional.

²EUCLID: EUropean Cooperation for LIghtning Detection.

Fig.1c) presenta ambos procesos después de la normalización que implica el cambio en ambos procesos a una escala de conteo en [0,1]. Finalmente Fig.1d) muestra el proceso completo de ocurrencia de fatalidades por rayo.

Se puede apreciar que el proceso muestral preserva las características de tiempo del proceso completo (Fig. 1c). Esta estrecha relación entre ambos, hacen factible ajustar un modelo PPNH en un proceso muestral y luego por un cambio de escala de conteo obtener un modelo PPNH adecuado para el proceso completo. Este enfoque conduce a la reducción significativa de tiempo de cálculo y requerimientos de memoria en simulaciones por computador.

6.1 Análisis Espectral

En la Fig. 2a)-2b) y Fig. 3a)-3b) se puede apreciar la función de intensidad empírica y la densidad espectral de potencia correspondiente (PDS) para ambos casos. Los índices de Fourier que son potenciales candidatos a estar relacionados con las duraciones de las resoluciones de análisis, se identifican como picos en la respectiva PSD. Las duraciones cíclicas seleccionadas para las descargas N-T son: anual (364 días), trimestral (91 días), semanal (7 días), y diaria (24 horas). Las correspondientes a fatalidades son: anual (364 días), trimestral (91 días), y semanal (7 días).

Estas duraciones cumplen en ambos casos la propiedad jerárquica. Como se indica en la sección 4, el procedimiento de estimación no asume una forma trigonométrica o simétrica del comportamiento cíclico. Esta característica hace posible tener en cuenta otros componentes espectrales más allá de los seleccionados, a través de un adecuado ajuste del *r-polinomio* asociado a las funciones base R_i .

Llama la atención que de las duraciones cíclicas detectadas para las fatalidades por rayo, no aparezca una de duración diaria como si ocurre en el caso de descargas N-T. Este hecho se explica por la precisión de los datos de tiempo analizados.

En el caso de descargas N-T, la RDLDA genera datos con precisión de minutos en forma automatizada y en tiempo real, mientras que los reportes de fatalidad son realizados en forma manual en el centro de salud donde se declara la fatalidad y luego acopiados y clasificados por el Ministerio del P.P. para la Salud.

Esto lleva a que la precisión de la información consolidada esté dada en días. Esta limitación en la precisión del dato estadístico incide sobre la duración cíclica mínima que puede ser identificada y en consecuencia no pueden ser modelados ciclos diarios o fluctuaciones más cortas. Mientras mayor sea la precisión del dato estadístico utilizado, características temporales más detalladas podrán ser encontradas.

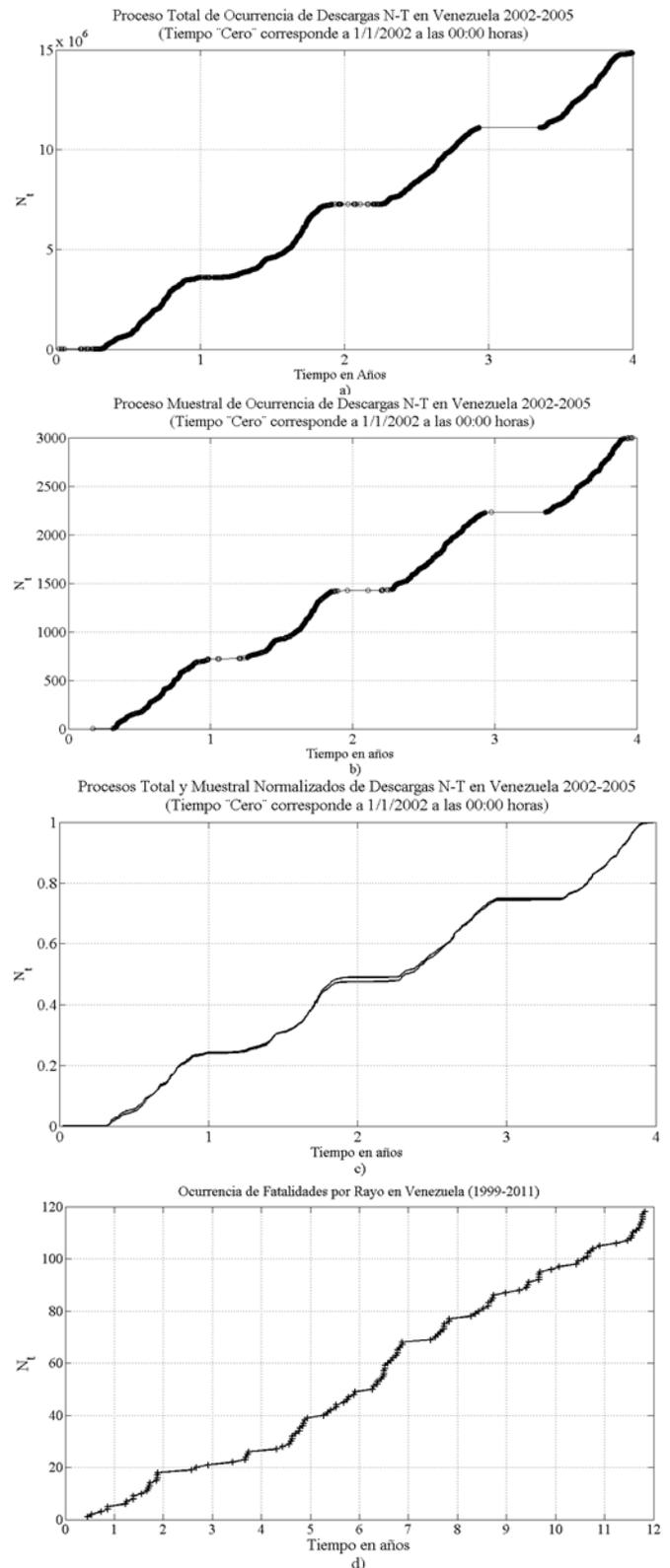


Fig.1. a) Descargas N-T en Venezuela, b) Muestra representativa de descargas N-T Venezuela, c) Normalización de procesos, d) Fatalidades por rayos en Venezuela.

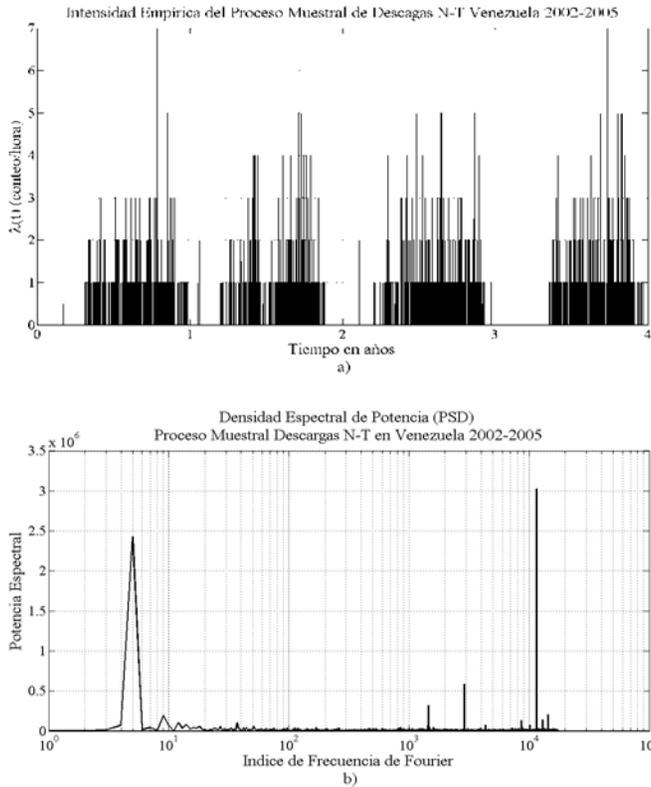


Fig. 2. a) Intensidad Empírica Descargas N-T en Venezuela, b) Densidad Espectral de Potencia.

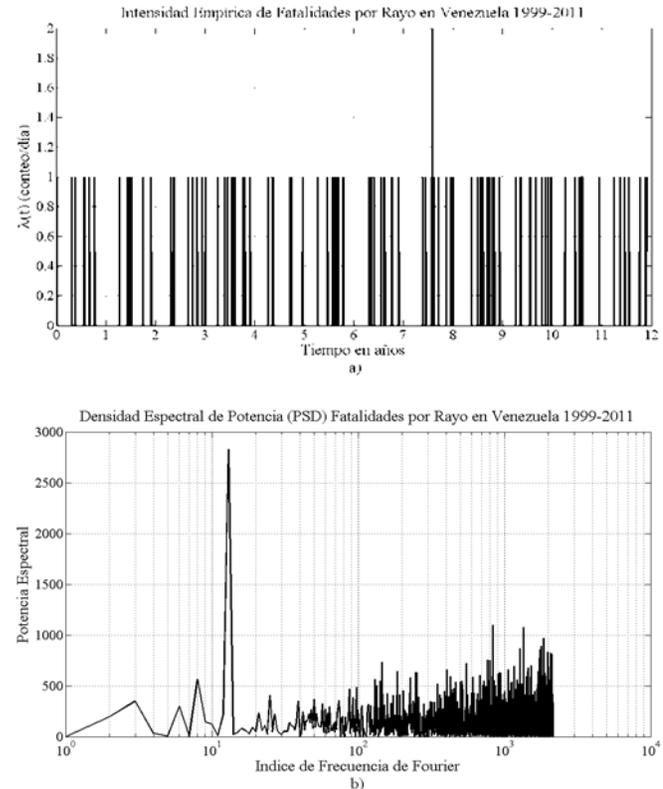


Fig. 3. a) Intensidad Empírica Fatalidades por Rayo en Venezuela, b) Densidad Espectral de Potencia.

7 Aplicación en Datos Reales Sobre Ocurrencia de Descargas Atmosféricas y Fatalidades por Rayos en Venezuela

La Fig. 4a) y 4c) presentan el comportamiento estimado de la tendencia a largo plazo (R_0) de cada proceso. La Fig. 4b) y 4d) muestran una resolución de análisis R_i seleccionada para: i) la resolución diaria en el caso de descargas N-T, ii) la resolución trimestral en el caso de fatalidades por rayo. La Fig. 5a)-5b) y Fig. 5c)-5d) muestran los modelos ajustados para $\mu(t)$ y la $\lambda(t)$ asociada a cada proceso.

Se puede apreciar visualmente una buena calidad de representación de los procesos observados. La función de intensidad correspondiente se obtiene en cada caso como la derivada en tiempo de la función de valor medio estimada, i.e. $\lambda(t) = d\mu/dt$, y es de particular interés.

Proporcionan información de relevancia sobre el riesgo de ocurrencia de descargas N-T y fatalidades por rayo, ambas constituyen modelos dinámicos de riesgo. Como se puede ver, en ambos casos el comportamiento de la intensidad anual es escalado por la tendencia a largo plazo. Ello es indicativo de años con mayor o menor ocurrencia de descargas N-T o fatalidades.

8 Simulación de Ocurrencia de Descargas Atmosféricas, Fatalidades por Rayos y Medidas de Desempeño

Una vez estimadas las funciones de valor medio, los procesos pueden ser emulados en computador a través de la generación de números aleatorios con distribución uniforme en $[0,1]$. Ello es posible gracias a una propiedad de los Procesos de Poisson conocida como *Estadísticos de Orden*, y un algoritmo de inversión aplicado sobre las funciones de valor medio estimadas (Kuhl y col., 2001, Kuhl y col., 2006).

Fig. 6a)-6b) presenta en ambos casos un conjunto de 100 simulaciones sobre las cuales se efectúan medidas de calidad. Una primera medida es la relación SCE/SCT donde SCE es la suma de cuadrados de error calculados punto a punto en cada proceso observados y SCT es la respectiva suma de cuadrados total.

Esta relación es SCE/SCT=0,003537 (0,3537%) en las descargas N-T y 0,001585 (0,1585%) en las fatalidades por rayo, indicando que los modelos PPNH explican el 99,6463% y 99,815% de la variabilidad total respectivamente.

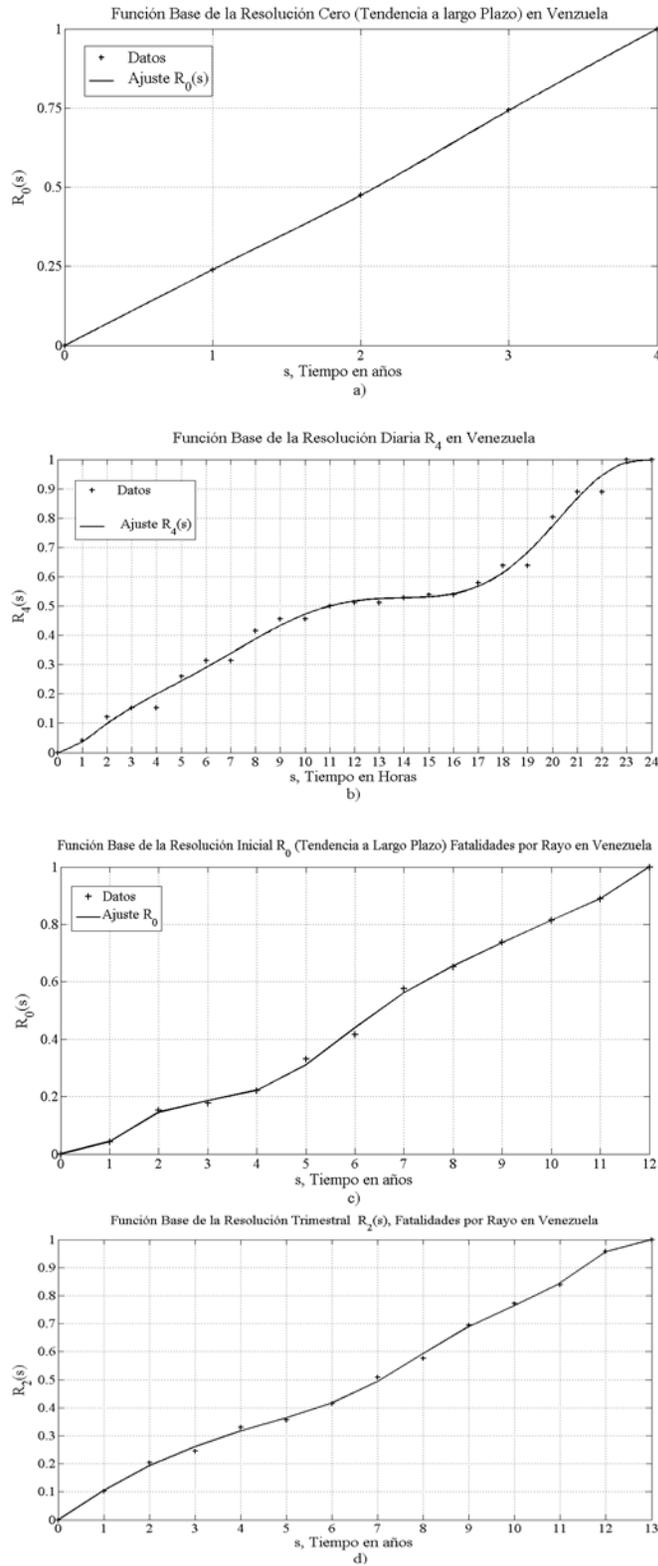


Fig.4. a) Resolución Cero R_0 de descargas N-T en Venezuela, b) Resolución diaria R_4 de descargas N-T en Venezuela, c) Resolución Cero R_0 de Fatalidades d) Resolución Trimestral R_2 de Fatalidades.

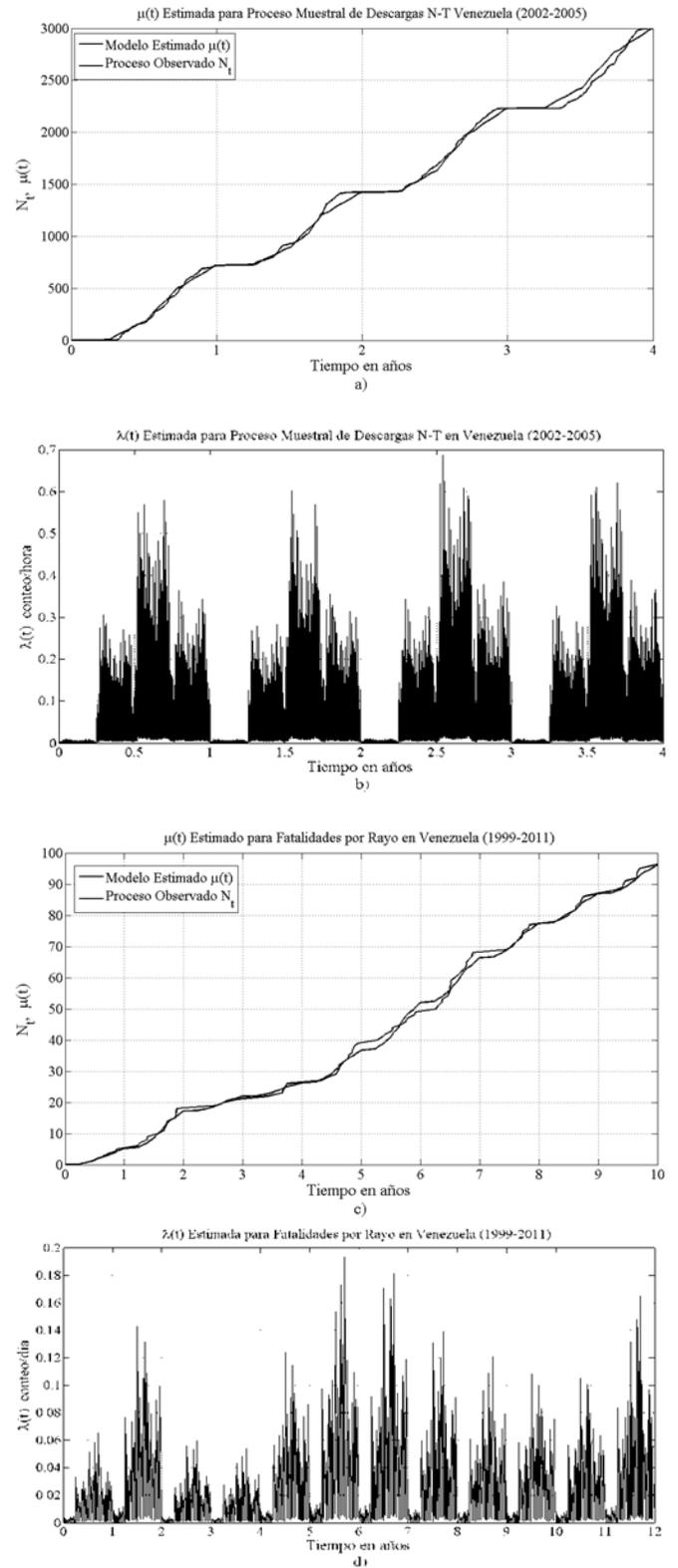


Fig.5. a) Modelo y datos de descargas N-T en Venezuela, b) Modelo de intensidad en descargas N-T Venezuela, c) Modelo y datos de Fatalidades, d) Modelo de Intensidad en Fatalidades.

Ello supone una importante reducción en la incertidumbre asociada cuando se compara con la relación obtenida por un ajuste PPH, implícito en modelos estándar de valoración de riesgo (Silva 2014). Por la aplicación repetida del Método de Análisis Multiresolución sobre las simulaciones se estima un conjunto de 100 funciones de valor medio, y con base en ello se construyen bandas de tolerancia aproximadas del 95% de confianza para $\mu(t)$ en ambos procesos, Fig.6c)-6d).

9 Algunas Implicaciones y Aplicaciones

La Fig.7a), presenta la función de intensidad anual normalizada de descargas N-T alisada mensualmente, y su correspondiente valor medio (línea horizontal). A partir de ella se pueden apreciar dos cuestiones de importancia práctica para la evaluación de riesgos: 1) los máximos de la intensidad normalizada se alcanzan en el mes 7 y 9 (Julio y Septiembre) con valores de 0,168. (16.8% del año/mes), y 0,159 (15.9% del año/mes), respectivamente, la intensidad normalizada media es de 0,0833 (8,33% del año / mes). Esto significa una desviación no aleatoria máxima de 101,65% respecto de la media. 2) Se observa, además, que el 99,17% de la actividad anual se concentra en 9 meses (abril-diciembre). Esto plantea la cuestión de analizar la posibilidad de una estimación diferenciada del riesgo y enfocar la evaluación en aquellos meses en los que ocurre más del 90% de las descargas N-T.

Desde el punto de vista de las normas de protección contra descargas N-T, lo anterior implica el desarrollo de enfoques de evaluación de riesgos adaptados a su evolución temporal. Esto puede ser de particular importancia en situaciones en las que las pérdidas esperadas por un impacto no son constantes como ocurre en el caso industrial, donde la existencia de ciclos de producción anuales con máximos y mínimos en diferentes meses es habitual. En estos casos una actualización normativa permitiría una evaluación del riesgo que busque minimizar las pérdidas en los períodos de mayor producción.

Esto podría implicar la revisión y actualización de la eficiencia en el diseño de sistemas de protección, desde la corriente mínima de diseño hasta las estimaciones de la distancia de descarga en el Modelo Electrogeométrico (MEG) utilizadas en el Método de Esferas Rodantes, y recientemente, en el Método de Superficies Ionizantes (Silva 2013).

Desde el punto de vista de la fatalidades por rayos en la Fig. 7b)-7c), se puede apreciar que la intensidad de dicho proceso preserva las principales características cíclicas presentes en la ocurrencia de descargas N-T.

Esto último confirma la suposición inicial de que las fatalidades por de rayos tienen un comportamiento temporal similar al de la totalidad de descargas N-T.

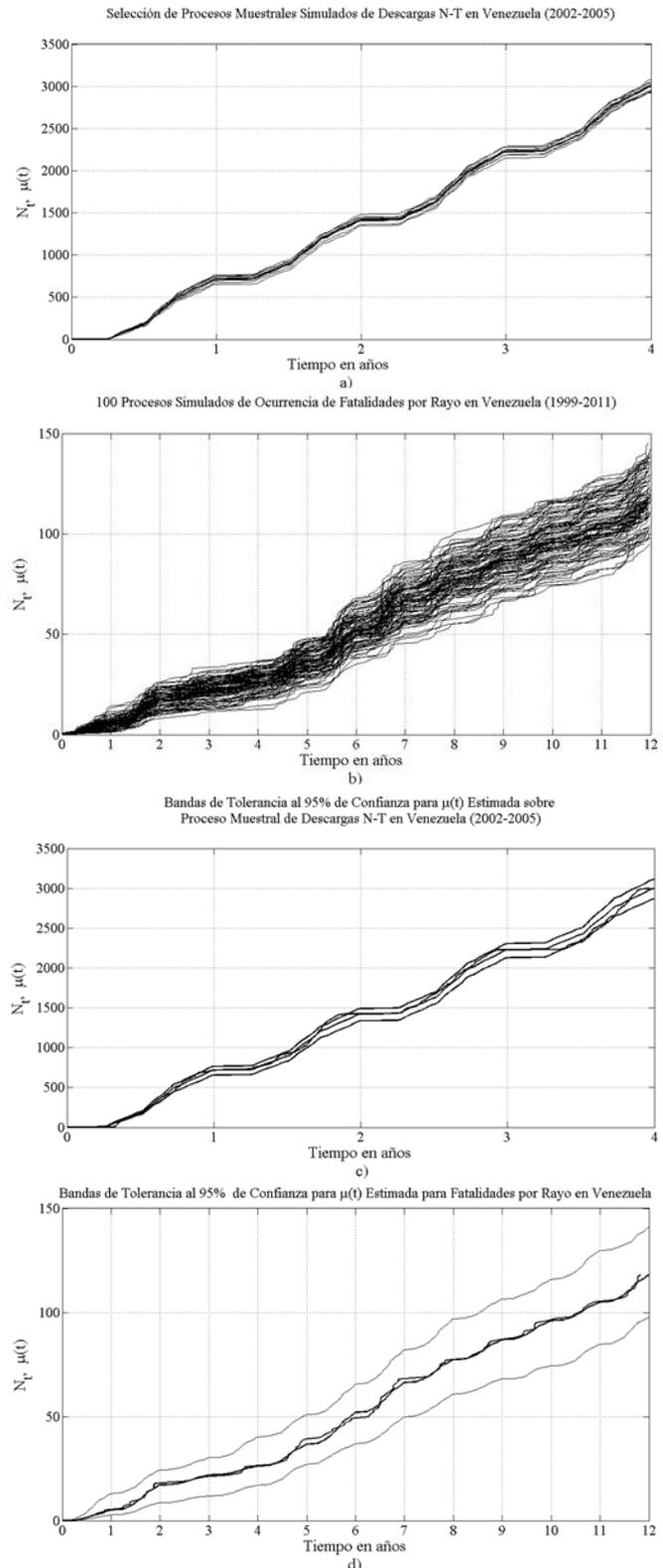


Fig.6. a) Simulaciones de Descargas N-T, b) Simulaciones de Fatalidades por Rayo, c) Bandas de Tolerancia en Descargas N-T, d) Bandas de Tolerancia Fatalidades.

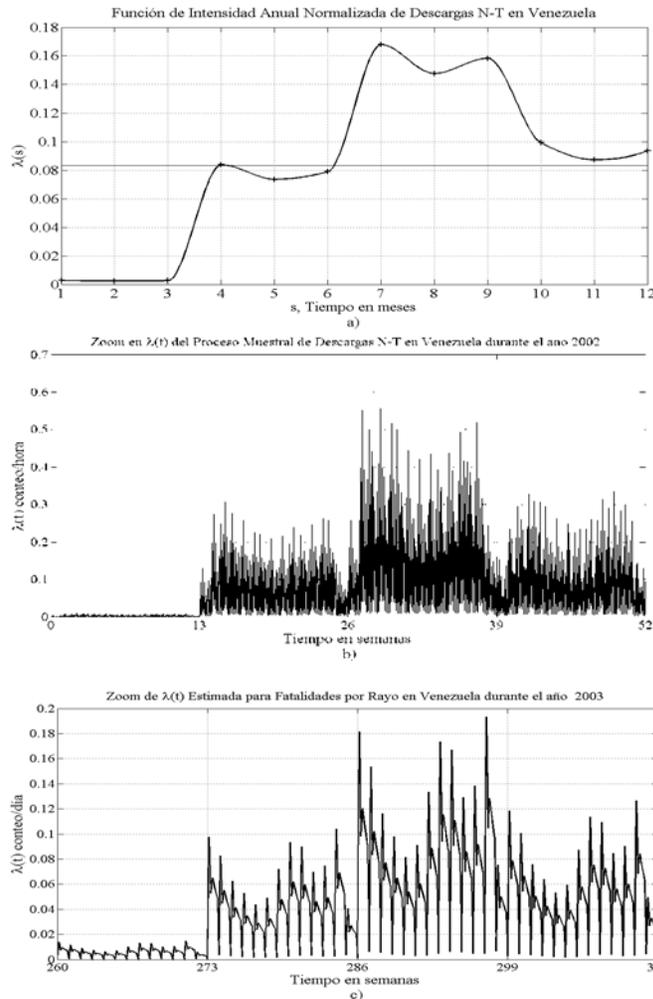


Fig.7. a) Intensidad Normalizada y Suavizada de Descargas N-T en Venezuela, b) Intensidad Descargas N-T año 2002, c) Intensidad Fatalidades año 2003.

Este resultado permite aproximadamente establecer una razón de conteo de fatalidades por unidad de ocurrencia de descargas N-T, lo que puede ayudar a reducir la incidencia de fatalidades, por medio del desarrollo de un Sistema de Vigilancia Epidemiológica enlazado a un potencial sistema de alerta temprana vinculado directamente al conteo en tiempo real de descargas N-T generado por la RDLDA. Esto hace que sea factible la implementación de medidas de protección no permanentes (Silva 2014, Silva y col., 2014) que complementen a las fijas, basadas en una evaluación dinámica del riesgo a partir del modelado PPNH.

10 Conclusiones

Este artículo presenta información metodológica pertinente para el modelado de la ocurrencia de descargas atmosféricas y fatalidades por rayos, basados en el enfoque de Procesos de Poissonno Homogéneos con múltiples compor-

tamientos cíclicos. Los modelos estimados ofrecen calidad descriptiva y hacen factible la emulación de los procesos-reales mediante simulación estocástica. Adicionalmente proporcionan información acerca de las características a diferentes escalas de tiempo asociadas a estacionalidades de duración anual, trimestral, semanal y diaria. Ello plantea implicaciones en cuanto a la valoración del riesgo en el diseño de sistemas de protección integral contra descargas atmosféricas, así como el de políticas de salud pública basada en sistemas de alerta temprana adaptados a las características del Modelo de Poisson no Homogéneo estimado.

11 Agradecimientos

Los autores desean agradecer a la Gerencia de Gestión Ambiental de CORPOELEC, en especial a la Ing. Deyalen Ortega, el Lic. Omar Ignacio Silva Rodríguez, y el Abog. Arturo Suarez, del mismo modo al Ministerio del Poder Popular Para la Salud de la República Bolivariana de Venezuela, en especial a la Lic. Elizabeth Maita, por el apoyo prestado, proporcionando los datos de descargas atmosféricas y de fatalidades por rayo utilizadas. Cualquier error no intencional es de la absoluta responsabilidad de los autores.

Referencias

Bonnet M, 2011, Lightning on a European Scale, Sesion on Lightning: detection and protection, Swiss Federal Institute of Technology, Zurich-Switzerland, October

Silva S, 2012, Stochastic Modeling of Lightning Occurrence by Non-Homogeneous Poisson Process. Proceedings of 32nd International Conference on Lightning Protection (ICLP), Vienna-Austria. September, IEEE Xplore doi: 10.1109/ICLP.2012.6344400, pp. 1-7.

ResnickS, 2002, Adventures in Stochastic Processes, Brirkäuser 2002, pp. 303-315

Silva S, 2014, On the Stochastic Modeling of Lightning Occurrences by Non-Homogeneous Poisson Process, Estimation and Simulation Performance Evaluation and Applications: Paris-Venezuela Comparison. Proceedings of 33nd International Conference on Lightning Protection (ICLP), Shanghai-China, October, IEEE Xplore doi: 10.1109/ICLP.2014.6973444, pp. 1932 – 1940.

Silva S, Ugas Y, 2014, Data Analysis of Lightning Fatalities Occurrences by Non Homogeneous Poisson Process with Applications on Public Health: The Venezuelan Case. Proceedings of 33nd International Conference on Lightning Protection (ICLP), Shanghai-China, October, IEEE Xplore doi: 10.1109/ICLP.2014.6973443, pp. 1926-1931.

Silva S, 2013, The Ionizing Surfaces Method: an Alternative Approach for Lightning Protection Design, Proceedings of XII International Symposium on Lightning Protection (SIPDA), Belo Horizonte- Brazil, September IEEE Xplore doi:10.1109/SIPDA.2013.6729190, pp.304 -308.

Bürgesser R, Nicora M, Avila E, 2012, Characterization of the lightning activity of Relámpago del Catatumbo. Journal of Atmos and Solar-Terrestrial Physics, doi:10.1016/j.jastp.2012.01.013, vol.77, pp.241–247.

Kuhl, M, Wilson, J, 2001, Modeling and Simulating Poisson Processes Having Trends or Nontrigonometric Cyclic Effects. European Journal of Operational Research, doi:10.1016/S0377-2217(00)00203-4, vol. 133, no 3, pp. 566-582.

Silva S, 2014, Caracterización de las Interrupciones de Servicio Eléctrico en la Gran Caracas, Atribuibles a Eventos en el Sistema de Transmisión de CORPOELEC Región Capital Basado en el Análisis Multiresolución de Procesos de Poisson no Homogéneos. Trabajo de Grado de Maestría en Ciencias Mención Modelos Aleatorios, Universidad Central de Venezuela-Caracas.

Kuhl M, Sumant S, Wilson J, 2006, An Automated Multi-resolution Procedure for Modeling Complex Arrival Processes. INFORMS Journal on Computing, <http://dx.doi.org/10.1287/ijoc.1040.0113>, vol. 18, no 1, pp. 3-18.

Silva Artigas, Soiram Ernesto: Ingeniero Electricista, M.Sc. en Modelos Aleatorios, Candidato a Doctor en Estadística. Universidad Central de Venezuela, Profesor Agregado, Dirección General Socioacadémica, Universidad Bolivariana de Venezuela, sede Caracas.

Ugas Mendoza, Yosmel: Licenciada en Fisioterapia, Maestrante en Epidemiología Universidad Central de Venezuela, Profesora del PNF en Fisioterapia. División de Investigación y Post Grado. Colegio Universitario de Rehabilitación "May Hamilton"; Instituto Venezolano de los Seguros Sociales. Correo electrónico: cepapiana@gmail.com

Recibido: 18 de abril de 2016

Aceptado: 10 de enero de 2017