

Aplicación del análisis de datos recurrentes sobre interruptores FL245 en Interconexión Eléctrica S.A.

Application of the Recurrent Data Analysis on FL245 Switches at Interconexión Eléctrica S.A.

CARLOS M. LOPERA^{1,a}, EVA CRISTINA MANOTAS^{2,b}

¹ESCUELA DE ESTADÍSTICA, FACULTAD DE CIENCIAS, UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA, MEDELLÍN, COLOMBIA

²ESCUELA DE INGENIERÍA DE LA ORGANIZACIÓN, FACULTAD DE MINAS, UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA, MEDELLÍN, COLOMBIA

Resumen

Los datos recurrentes surgen cuando una unidad (o un grupo de tales unidades) es monitoreada a través del tiempo y un evento particular (o grupo de eventos) ocurre en varios puntos del periodo de observación, por ejemplo, los tiempos de episodios recurrentes de una enfermedad en pacientes o los tiempos de reparación de un producto manufacturado. Muchos sistemas, subsistemas y componentes (que genéricamente son denominadas “unidades”) tienen asociadas más de una causa o modo de falla. En algunas aplicaciones, y para ciertos propósitos, es importante distinguir entre las causas o modos de falla. Para mejorar la confiabilidad, es esencial identificar la causa de falla hasta el nivel de componente, y en muchas aplicaciones, hasta la causa física real de una falla. En este trabajo, se presenta una aplicación del análisis de datos recurrentes realizado sobre interruptores tipo FL245 (unidades reparables en Interconexión Eléctrica S.A., ISA), que incluye el uso de métodos estadísticos no paramétricos y paramétricos considerando varios modos de falla.

Palabras clave: confiabilidad, cópula, identificabilidad, riesgos competitivos.

Abstract

Recurrent data arise when a unit (or group of such units) is monitored over time and a particular event (or group of events) occurs at several points

^aProfesor Asistente. E-mail: cmlopera@unal.edu.co

^bProfesor Asistente. E-mail: ecmanota@unal.edu.co

of the observation period, for example, times of recurrent episodes of a disease in patients or times of repair of a manufactured product. Many systems, subsystems, and components (which we generically refer to as “units”) have more than one cause of failure. In some applications and for some purposes it is important to distinguish between the different failure causes (sometimes referred to as “failure modes”). For purposes of improving reliability, it is essential to identify the cause of failure up to the component level and, in many applications, up to the actual physical cause of failure. This paper presents an application of the recurrent data analysis performed on type FL245 switches (repairable units of Interconexión Eléctrica S.A., ISA), that includes the use of non-parametric and parametric statistical methods, considering several failure modes.

Key words: Competing risks, Copula, Identifiability, Reliability.

1. Introducción

Los datos de tiempos de eventos son importantes en muchos campos de aplicación. Algunos ejemplos incluyen tiempos de falla de productos no reparables, el tiempo de supervivencia de pacientes médicos, tiempo en que las cuentas de un banco se mantienen abiertas, tiempo en que los suscriptores pagan por un servicio de cable, etc. La metodología para estos datos se denomina análisis de datos de confiabilidad, análisis de datos de vida, análisis de supervivencia, o análisis de tiempos a eventos. La literatura en su mayoría se dedica a presentar modelos y métodos de análisis de datos para las unidades simples que sólo experimentan un evento, muerte o falla (Nelson 2003).

Los datos recurrentes surgen en diversas áreas del conocimiento, particularmente surgen cuando un sujeto o unidad (o grupo de ellos) es monitoreado a través del tiempo y un evento particular (o grupo de eventos) ocurre en varios puntos del período de observación (Escobar, Villa & Yañez 2003). Algunas de las aplicaciones de datos recurrentes comprenden ensayos clínicos, estudios de confiabilidad e investigaciones sociológicas (Andersen, Borgan, Gill & Keiding (1993); Cook, Lawless & Nadeau (1996); Lin, Wei, Yang & Ying (2000); Wang, Qin & Chiang (2001)). Ejemplos en confiabilidad de productos incluyen: aplicaciones en la industria automotriz (Kalbfleisch, Lawless & Robinson (1991); Nelson (1998), Nelson (2000); Hu, Lawless & Suzuki (1998); Lawless (1995a); Lawless (1995b)); en informática/electrónica (Tobias & Trindade (1995); Trindade & Haugh (1980); Vallarino (1988); Nelson (1988)); en energía eléctrica (Nelson (1990); Ross (1989); Kvam, Singh & Whitaker (2002)), entre otros.

Interconexión Eléctrica S.A. (ISA) es una empresa colombiana, cuya actividad principal es el transporte de energía eléctrica. Los interruptores de potencia son equipos muy importantes para garantizar el cumplimiento de tal actividad. El funcionamiento inadecuado de estos equipos podría llevar al sistema eléctrico a estar fuera de servicio, lo que genera graves sanciones económicas para las empresas de este sector. Por tanto, es muy importante estudiar la confiabilidad de los interruptores, a fin de apoyar la toma de decisiones en relación con programas

de mantenimiento preventivo. Este artículo describe una aplicación del análisis de datos recurrentes, no paramétrico y paramétrico, realizado sobre los interruptores FL245 en ISA (Manotas & Lopera 2004). El análisis considera varios modos de falla de los interruptores y se realizó con el módulo SPLIDA del software S+ (Meeker & Escobar 2003).

La sección 2 describe el análisis no paramétrico para este tipo de eventos. El análisis paramétrico es presentado en la sección 3. La sección 4 introduce los datos de interruptores FL245 (equipos reparables en Interconexión Eléctrica S.A.) y presenta los resultados de la aplicación del análisis de datos recurrentes a estos datos. Finalmente, algunas conclusiones y recomendaciones acerca del trabajo son presentadas en la sección 5.

2. Análisis no paramétrico de datos recurrentes

En esta sección se describen algunos métodos gráficos no paramétricos, los cuales son útiles para cuantificar empíricamente la confiabilidad total del sistema.

2.1. Función promedio acumulada

Es una función que representa el número esperado de recurrencias acumuladas hasta un tiempo t . Usualmente esta función se denota por $M(t)$ y es dada por:

$$M(t) = E[N(t)] = E[N(0, t)] \quad (1)$$

donde, $N(0, t)$ representa el número acumulado de fallas de un equipo durante el periodo $(0, t]$.

2.1.1. Tasa de recurrencia

Se denota $m(t)$ y se define como la derivada de la función promedio acumulada (MCF, por sus siglas en inglés) poblacional respecto al tiempo, por ello se conoce como la función de intensidad. La expresión para la tasa de recurrencia es:

$$m(t) \equiv \frac{dM(t)}{dt} \quad (2)$$

donde $M(t)$ es la MCF poblacional. Así la tasa de recurrencia representa el número promedio de recurrencias por unidad de tiempo por unidad poblacional. Para datos discretos se asume que tal derivada existe. La figura 1 ilustra tres tipos comunes de comportamientos de la tasa de recurrencia en la MCF poblacional, que pueden observarse de forma aproximada en la MCF estimada.

De la figura 1 se observa que de acuerdo con la MCF poblacional, la tasa de recurrencia en el tiempo t (que es precisamente la tangente a la curva en ese preciso instante del tiempo) puede comportarse de tres formas típicas: a) La tasa de recurrencia disminuye conforme aumenta el tiempo, b) La tasa de recurrencia es constante en el tiempo, y c) La tasa de recurrencia aumenta con el tiempo.

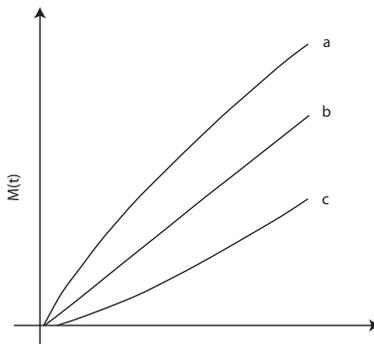


FIGURA 1: Caracterización de la tasa de recurrencia.

El análisis anterior permite definir bajo ciertos supuestos, que se discutirán más adelante en la sección 3.1.2., si el análisis paramétrico se puede hacer utilizando un proceso Poisson homogéneo (HPP) o un proceso Poisson no homogéneo (NHPP). En el sentido que si la tasa de recurrencia es constante, se aplicaría un HPP, pero si ésta no lo es, entonces el análisis adecuado es un NHPP.

2.2. Estimación puntual e intervalos de confianza para la MCF

Suponga que se ha observado una colección de $n \geq 1$ equipos que conforman una muestra de una población mayor de equipos. Entonces el método que se describe a continuación se puede usar para estimar la MCF poblacional.

Denote a $N_i(t)$ el número acumulado de recurrencias por equipo antes del tiempo t , y sea $t_{ij}, j = 1, \dots, r_i$, los tiempos de recurrencias para el equipo i . Nelson (1988) proporcionó un estimador insesgado, que permite diferentes longitudes de los periodos de observación entre los equipos. La estimación de Nelson para la MCF poblacional puede ser calculada mediante el siguiente algoritmo (Meeker & Escobar 1998):

1. Ordene los tiempos de recurrencia únicos t_{ij} entre todos los n equipos. Denote r el número de tiempos únicos. Estos tiempos únicos ordenados son denotados por $t_1 < \dots < t_r$.
2. Calcule $d_i(t_k)$, el número total de recurrencias para el equipo i en el tiempo t_k .
3. Sea $\delta_i(t_k) = 1$ si el equipo i está aún siendo observado en el tiempo t_k y $\delta_i(t_k) = 0$ en otro caso.
4. Calcule

$$\widehat{M}(t_j) = \sum_{k=1}^j \left[\frac{\sum_{i=1}^n \delta_i(t_k) d_i(t_k)}{\sum_{i=1}^n \delta_i(t_k)} \right] = \sum_{k=1}^j \frac{d_{\cdot}(t_k)}{\delta_{\cdot}(t_k)} = \sum_{k=1}^j \bar{d}(t_k) \quad (3)$$

para $j = 1, \dots, r$, donde $d.(t_k) = \sum_{i=1}^n \delta_i(t_k)d_i(t_k)$, $\delta.(t_k) = \sum_{i=1}^n \delta_i(t_k)$ y $\bar{d}(t_k) = d.(t_k)/\delta.(t_k)$.

Observe que $d.(t_k)$ es el número total de recurrencias de equipos en el tiempo t_k , $\delta.(t_k)$ es el tamaño del conjunto a riesgo en el tiempo t_k , y $\bar{d}(t_k)$ es el número promedio de recurrencias por equipo en el tiempo t_k , de manera que el estimador de la MCF es el número promedio acumulado de recurrencias por equipo en cada intervalo de tiempo.

Cuando se consideran tiempos de censuras en el periodo de observación de cada equipo, se puede utilizar una versión del algoritmo anterior donde los tiempos de censura modifican el conjunto de equipos a riesgo. Para detalles del algoritmo modificado ver Manotas & Lopera (2004).

Existen varios métodos para la obtención de los intervalos de confianza para la estimación no paramétrica de la MCF, entre ellos están: los intervalos de confianza Naive, descritos en Nelson (2003); los intervalos de confianza Poisson, descritos por Manotas & Lopera (2004); así como los propuestos por Nelson (1995) y por Lawless & Nadeau (1995). La elección del método empleado está sujeta a la estructura de los datos, la facilidad de implementación del método para la obtención de los límites de confianza, el calcular siempre límites de confianza positivos, etc. Para más información, ver Nelson (2003) y Meeker & Escobar (1998).

A continuación se describe la construcción de los intervalos de confianza propuestos por Lawless & Nadeau (1995).

Éste método considera que una estimación de la varianza real (basada en estimadores de momentos) de $\widehat{M}(t_j)$ es:

$$\widehat{V}[\widehat{M}(t_j)] = \sum_{i=1}^n \left\{ \sum_{k=1}^j \frac{\delta_i(t_k)}{\delta.(t_k)} [d_i(t_k) - \bar{d}(t_k)] \right\}^2 \tag{4}$$

Esta expresión para la varianza estimada del estimador de la MCF siempre resulta en valores mayores o iguales que cero.

Luego, intervalos puntuales del $(1 - \alpha)100\%$ de confianza usando la aproximación normal basados en que $Z_{\widehat{M}(t)} = [\widehat{M}(t) - M(t)]/\widehat{se}_{\widehat{M}(t)} \sim N(0, 1)$ es:

$$\widehat{M}(t) \pm z_{(1-\alpha/2)} \widehat{se}_{\widehat{M}(t)} \tag{5}$$

donde $\widehat{se}_{\widehat{M}(t)} = \sqrt{\widehat{V}[\widehat{M}(t)]}$.

Un intervalo alternativo basado en $Z_{\log[\widehat{M}(t)]} \sim N(0, 1)$ es:

$$[\widehat{M}(t)/w, \widehat{M}(t) \times w] \tag{6}$$

donde $w = \exp[z_{(1-\alpha/2)} \widehat{se}_{\widehat{M}(t)}/\widehat{M}(t)]$. Los intervalos construidos usando esta última expresión siempre tendrán límites positivos y en algunos procesos positivos, se pueden esperar probabilidades de cobertura más cercanas al nivel de confianza nominal.

2.3. Estrategia de análisis

El análisis de los datos recurrentes se puede realizar considerando que todas las fallas son del mismo tipo (análisis combinado). En este caso, el análisis no paramétrico incluye la estimación no paramétrica de la MCF, su gráfico y la estimación de los intervalos de confianza no paramétricos para la MCF, como fue descrito en la subsección 2.2.

El análisis gráfico de la MCF estimada y de los intervalos de confianza respectivos da pie para observar el comportamiento de la tasa de recurrencia para las unidades bajo estudio, lo que puede señalar el camino hacia un modelamiento paramétrico de la tasa de recurrencia, que permita establecer predicciones del número de recurrencia en periodos de tiempo futuros.

Sin embargo, el análisis combinado puede llevar a una importante pérdida de información, en especial cuando en realidad se está en presencia de diferentes causas o modos de falla. Esto requiere una definición operacional clara de cada modo de falla. La elección de las causas o modos de falla depende de la aplicación, y diferentes elecciones pueden ser usadas para diferentes propósitos con la misma base de datos. El análisis no paramétrico considerando varios modos de falla es el mismo que el análisis combinado, solo que se hace por separado para cada uno de los modos de falla considerados.

3. Análisis paramétrico de datos recurrentes

Los modelos más utilizados para datos de recurrencia son los procesos Poisson (homogéneos y no homogéneos) y los procesos de renovación.

3.1. Procesos Poisson

El proceso Poisson es un modelo paramétrico simple que es comúnmente utilizado para el análisis de ciertas clases de datos de recurrencia. Un proceso Poisson se presenta cuando se satisfacen las siguientes condiciones:

- El número de recurrencias acumuladas en el tiempo cero es cero (notado como $N(0) = 0$).
- El número de recurrencias en intervalos de tiempos disjuntos, son estadísticamente independientes. Un proceso con esta propiedad tiene incrementos independientes.
- La tasa de recurrencia $m(t)$ es positiva y

$$M(a, b) = E [N(a, b)] = \int_a^b m(t) dt < \infty, \text{ cuando } 0 \leq a < b < \infty$$

por lo tanto para un proceso Poisson, $N(a, b)$: número de recurrencias en el intervalo $(a, b]$, tiene distribución Poisson con distribución de probabilidad:

$$\Pr [N(a, b) = d] = \frac{[M(a, b)]^d}{d!} \exp [-M(a, b)], d = 0, 1, 2, \dots$$

3.1.1. Proceso Poisson homogéneo

Un proceso Poisson homogéneo (HPP, por sus siglas en inglés) es un proceso Poisson con tasa de recurrencia constante, es decir, $m(t) = 1/\theta$. En este caso: $N(a, b)$ tiene distribución Poisson con $M(a, b) = (b - a)/\theta$.

El número esperado de recurrencias en $(a, b]$ es $M(a, b)$. Equivalentemente, el número esperado de recurrencias por unidad de tiempo en $(a, b]$ es constante e igual a $1/\theta$. Esta propiedad se conoce como incrementos estacionarios.

Los tiempos entre recurrencias, $t_j = T_j - T_{j-1}$, son independientes e idénticamente distribuidos (iid), con distribución exponencial.

3.1.2. Proceso Poisson no homogéneo

Un proceso Poisson no homogéneo (NHPP, por sus siglas en inglés) es un modelo Poisson con tasa de recurrencia no constante $m(t)$. En este caso los tiempos entre recurrencias no son independientes ni idénticamente distribuidos. El número de recurrencias por unidad de tiempo sobre el intervalo $(a, b]$ es:

$$\frac{M(a, b)}{b - a} = \frac{1}{b - a} \int_a^b m(t) dt$$

Un modelo NHPP es frecuentemente especificado en términos de la tasa de recurrencia $m(t)$. Para especificar un modelo NHPP se usa $m(t) = m(t, \theta)$, como una función de un vector de parámetros desconocidos θ .

Por ejemplo, el modelo de tasa de recurrencia potencial es

$$m(t; \beta, \eta) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t}{\eta} \right)^{\beta-1}, \beta > 0, \eta > 0$$

La correspondiente MCF sobre el intervalo $(0, t]$ es $M(t; \beta, \eta) = (t/\eta)^\beta$. Cuando $\beta = 1$, este modelo se reduce al modelo HPP.

El modelo log-lineal para la tasa de recurrencia es,

$$m(t; \gamma_0, \gamma_1) = \exp(\gamma_0 + \gamma_1 t)$$

La correspondiente expresión para la MCF poblacional en el intervalo $(0, t]$ es $M(t; \gamma_0, \gamma_1) = [\exp(\gamma_0)] [\exp(\gamma_1 t) - 1] / \gamma_1$. Cuando $\gamma_1 = 0$, $m(t; \gamma_0, 0) = \exp(\gamma_0)$, el cual es un HPP.

El método usual de estimación para los procesos Poisson no homogéneos es el de máxima verosimilitud, que está implementado en la mayoría de paquetes estadísticos, en particular en el módulo SPLIDA del paquete S+. Detalles acerca del proceso de estimación pueden ser consultados en Meeker & Escobar (1998).

3.2. Procesos de renovación

Una secuencia de recurrencias de un sistema y edades del sistema T_1, T_2, \dots es un proceso de renovación si los tiempos entre recurrencias $t_j = T_j - T_{j-1}$, para $j = 1, 2, \dots$ (con $T_0 = 0$) son iid. La MCF para un proceso de renovación es también conocida como una función de renovación. Observe que un HPP es un proceso de renovación (y los tiempos entre recurrencias tienen distribución exponencial) pero el NHPP no es un proceso de renovación.

Antes de usar un modelo de renovación, es importante chequear los supuestos del modelo tales como la tendencia y la no independencia de los tiempos entre recurrencias. Si las pruebas de tendencia y no independencia sugieren un proceso de renovación, entonces uno podría usar métodos para describir la distribución de los tiempos entre recurrencias. Detalles acerca de la evaluación de supuestos para determinar si hay un proceso de renovación se pueden encontrar en Manotas & Lopera (2004).

4. Aplicación en interruptores FL245 en ISA

4.1. Datos

Para presentar una aplicación del análisis de datos recurrentes se consideran datos de la confiabilidad de interruptores tipo FL245 en Interconexión Eléctrica S.A. (ISA), la cual es una empresa colombiana, cuya actividad principal es el transporte de energía eléctrica. Los interruptores de potencia (ilustrados en la figura 2) son usados para interrumpir el flujo de corriente y desconectar algún elemento de la subestación, para lo cual se pueden interrumpir tanto corrientes de carga normales como debidas a fallas eléctricas.



FIGURA 2: Interruptores de potencia tipo FL245.

Los datos consisten de tiempos transcurridos desde el tiempo de puesta en servicio hasta eventos de mantenimiento correctivos en este tipo de interruptores recolectados entre los años 1985 y 2003. Se hizo un seguimiento a un total de 40 interruptores (Manotas & Lopera 2004). La estructura de los datos se muestra para un equipo en la tabla 1.

TABLA 1: Estructura de los datos de recurrencias para uno de los interruptores FL245

EQUIPO	TIEMPO	ESTATUS	FALLA	EQUIPO	TIEMPO	ESTATUS	FALLA
<i>i</i>	0	Start		<i>i</i>	1913	Fail	2
<i>i</i>	141	Fail	1	<i>i</i>	1970	Fail	3
<i>i</i>	709	Fail	3	<i>i</i>	1983	Fail	2
<i>i</i>	716	Fail	2	<i>i</i>	2017	Fail	1
<i>i</i>	743	Fail	2	<i>i</i>	2017	Fail	2
<i>i</i>	820	Fail	2	<i>i</i>	2059	Fail	2
<i>i</i>	1115	Fail	2	<i>i</i>	2627	Fail	1
<i>i</i>	1251	Fail	2	<i>i</i>	2627	Fail	3
<i>i</i>	1282	Fail	2	<i>i</i>	3200	Fail	1
<i>i</i>	1334	Fail	2	<i>i</i>	3211	Fail	1
<i>i</i>	1384	Fail	2	<i>i</i>	3246	Fail	1
<i>i</i>	1433	Fail	2	<i>i</i>	3314	Fail	1
<i>i</i>	1480	Fail	2	<i>i</i>	3519	Fail	1
<i>i</i>	1549	Fail	2	<i>i</i>	3519	Fail	3
<i>i</i>	1605	Fail	2	<i>i</i>	3594	Fail	1
<i>i</i>	1654	Fail	2	<i>i</i>	3601	Fail	1
<i>i</i>	1706	Fail	3	<i>i</i>	3708	Fail	1
<i>i</i>	1758	Fail	2	<i>i</i>	3708	Fail	3
<i>i</i>	1810	Fail	3	<i>i</i>	4383	Fail	1
<i>i</i>	1814	Fail	2	<i>i</i>	5369	Fail	2
<i>i</i>	1863	Fail	2	<i>i</i>	5470	End	

Los eventos de mantenimiento obedecen a fallas cuyas causas se clasifican principalmente en fugas de aceite en sistema hidráulico, fugas de gas SF6 y deterioro en los instrumentos de calibración, los cuales fueron codificados como: 1, baja de presión de aceite; 2, baja de presión de gas SF6; y 3, deterioro en los instrumentos de calibración.

A continuación se realiza un análisis de datos recurrentes para los eventos de mantenimiento correctivos con base en los métodos descritos en secciones 2 y 3.

4.2. Análisis no paramétrico para los datos de interruptores

En primer lugar se realizará un análisis no paramétrico ignorando los modos de falla, esto es, todas las fallas se asumen de un mismo tipo. La figura 3 muestra la MCF y los intervalos de confianza respectivos, estimados como fue descrito en la subsección 2.2, usando el módulo SPLIDA del paquete S+.

Para el caso de los interruptores FL245, se tiene una tasa de recurrencia que aumenta con el tiempo, de manera que parece que el análisis paramétrico adecuado es el NHPP. A continuación se presentan los análisis considerando varios modos de falla para los interruptores FL245.

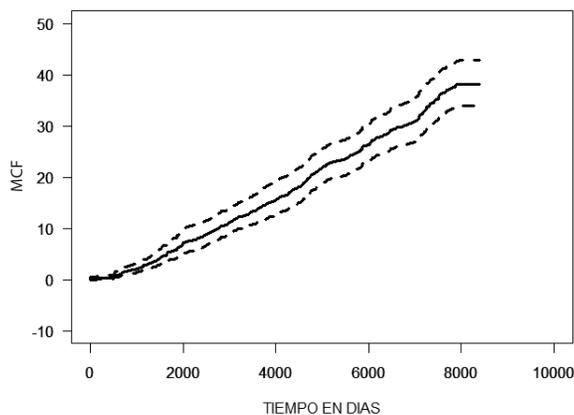


FIGURA 3: MCF estimada en SPLIDA, ignorando los modos de falla, para los interruptores FL245 con intervalos de confianza del 95 %.

4.2.1. Análisis no paramétrico para varios modos de falla

En el estudio que involucra a los interruptores FL245 se ha decidido realizar la partición de eventos de acuerdo con el modo de falla y se han escogido tres modos de falla: baja presión de aceite (1), baja presión de SF6 (2) y deterioro en los instrumentos de calibración (3).

La metodología aplicada para obtener la MCF estimada para cada modo de falla es la misma que se utilizó en los datos de recurrencia con todos los modos de falla. A continuación se muestran los resultados obtenidos del análisis de los Interruptores FL245 por cada modo de falla.

Baja presión de aceite

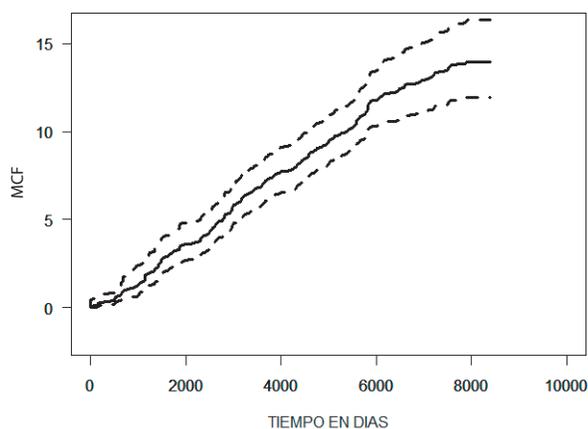


FIGURA 4: MCF estimada en SPLIDA para los interruptores FL245 por baja presión de aceite con intervalos de confianza del 95 %.

El gráfico de la MCF presenta una tendencia creciente para la tasa de recurrencia. En poco más de los 8000 días de funcionamiento de los equipos se han acumulado en promedio 14 fallas asociadas a baja presión de aceite.

Baja presión de gas SF6

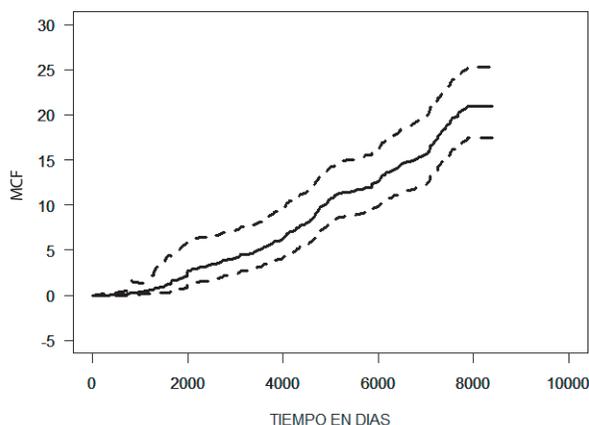


FIGURA 5: MCF estimada en SPLIDA para los interruptores FL245 por baja presión de gas SF6 con intervalos de confianza del 95 %.

La MCF acumula más fallas en promedio que los otros modos de fallas, y en poco más de los 8000 días de funcionamiento de los equipos se han acumulado en promedio 21 fallas asociadas a baja presión de SF6.

Deterioro de los instrumentos de calibración

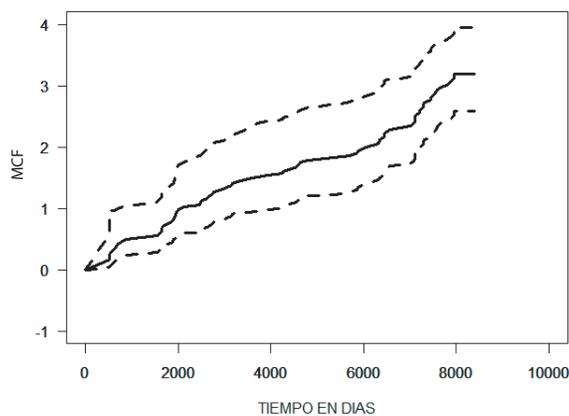


FIGURA 6: MCF estimada en SPLIDA para los interruptores FL245 por deterioro en los instrumentos de calibración con intervalos de confianza del 95 %.

La MCF acumula en promedio un poco más de 3 fallas por equipo en más de 8000 días de funcionamiento.

4.3. Comparación de las MCF estimadas para interruptores FL245 por cada modo de falla

La figura 7 contiene las cuatro MCF estimadas para los interruptores FL245. Las MCF corresponden a la obtenida al combinar todos los modos de falla, y a las obtenidas para cada modo de falla de manera independiente. Observe que el modo de falla que tiene mayor influencia sobre la MCF combinada, es el de baja presión de SF6. Esta curva presenta una $m(t)$ muy baja en los primeros 2000 días de funcionamiento de los equipos, pero posteriormente presenta una tendencia creciente y llega a acumular más fallas por equipo que los otros dos modos de falla. Se observa, además que esta curva es la más parecida a la MCF con todos los modos de falla combinados.

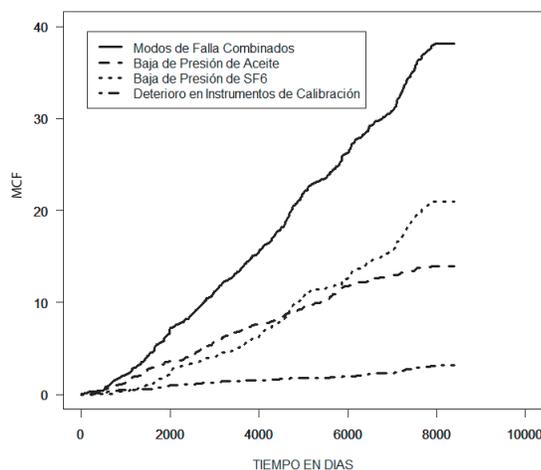


FIGURA 7: MCF estimadas para los interruptores FL245 para cada modo de falla.

La MCF asociada a baja presión de aceite tiene una $m(t)$ más alta que los otros modos de falla en los primeros días de funcionamiento de los equipos; posteriormente la $m(t)$ tiene una tendencia semiestable y es más baja que la $m(t)$ asociada a baja presión de gas SF6.

Finalmente la MCF asociada al modo de falla de deterioro en los instrumentos de calibración presenta una MCF con tendencia casi constante, con una tasa de recurrencia muy cercana a cero. Este modo de falla es el que menos peso tiene en la MCF combinada.

4.4. Análisis paramétrico para los datos de interruptores

En esta sección se presenta un análisis paramétrico realizado a los datos de eventos de mantenimiento en los interruptores FL245, de manera que se comienza haciendo la validación de supuestos y con base en ello se establece cuál de los modelos paramétricos para la tasa de recurrencia se debe utilizar, y a partir de ese

punto se puede establecer el procedimiento para realizar predicciones del número de eventos futuros en un intervalo de tiempo de interés.

4.4.1. Pruebas sobre la tendencia (HPP vs. NHPP)

Existen varias pruebas para testear un modelo HPP vs NHPP. La prueba “Military Handbook” permite probar HPP vs. NHPP con modelo de regla de la potencia, y la prueba de “Laplace” testea HPP vs. NHPP con modelo log-lineal.

Otra forma de testear el modelo HPP contra el NHPP es a través de las estimaciones obtenidas para β y γ_1 en los ajustes NHPP con modelos de regla de la potencia y log-lineal. De acuerdo con la teoría si $\beta = 1$ ó $\gamma_1 = 0$, entonces se tiene un modelo HPP.

4.4.2. Estimaciones de los parámetros del NHPP con modelo de regla de la potencia

La tabla 2, presenta las estimaciones de los parámetros utilizando el módulo SPLIDA del paquete S+.

```

FL245 data
NHPP Power Rule model
Response units: Tiempo
Maximum likelihood estimation results
Appears to have converged; relative function convergence
Log likelihood at maximum point: -5732

```

	MLE	Std.Err.	95% Lower	95% Upper
eta	463.563	56.84271	352.153	574.972
beta	1.276	0.05191	1.174	1.378

TABLA 2: Parámetros estimados por máxima verosimilitud asumiendo un modelo NHPP de regla de la potencia para los datos de interruptores FL245.

Observe que el parámetro β es mayor que 1 (el intervalo de confianza al 95 % para β es: $[1.174, 1.378]$), por lo tanto se descarta HPP en la prueba de HPP vs. NHPP con el modelo de regla de la potencia.

4.4.3. Estimaciones de los parámetros del NHPP con modelo log-lineal

Utilizando SPLIDA se obtienen los resultados para el modelo log-lineal mostrado en la tabla 3.

Note que la estimación de γ_1 es mayor que 0 (el intervalo de confianza del 95 % para γ_1 es: $[0.00004239, 0.0001049]$); por tanto, se descarta entonces HPP en la prueba de HPP vs. NHPP con modelo log-lineal.

TABLA 3: Parámetros estimados por máxima verosimilitud asumiendo un modelo NHPP log-lineal para los datos de interruptores FL245

FL245 data
 NHPP Log Linear model
 Response units: Tiempo
 Maximum likelihood estimation results
 Appears to have converged; relative function convergence
 Log likelihood at maximum point: -5738

	MLE	Std.Err.	95% Lower	95% Upper
gamma0	-5.64493304	0.08060249	-5.80291101	-5.4869551
gamma1	0.00007365	0.00001595	0.00004239	0.0001049

4.4.4. Elección del modelo paramétrico NHPP para los datos de recurrencia de los interruptores FL245

La elección del modelo paramétrico NHPP que mejor ajusta a los datos de recurrencia, es una decisión que se toma de acuerdo con las estimaciones obtenidas y a los gráficos de las curvas ajustadas.

De las tablas 2 y 3, se observa que el valor de la función de log-verosimilitud para el modelo de regla de la potencia (-5732) es mayor que el correspondiente al modelo log-lineal (-5738), de manera que el modelo de regla de la potencia sugiere un mejor ajuste. A continuación se presentan las gráficas del ajuste de estos modelos.

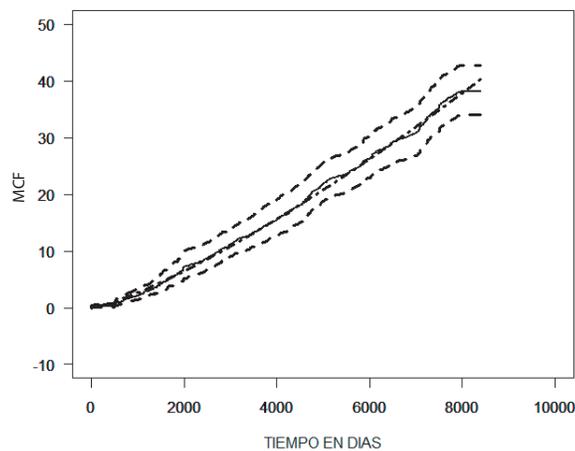


FIGURA 8: Gráfico de la MCF no paramétrica y la MCF ajustada con el modelo NHPP de regla de la potencia.

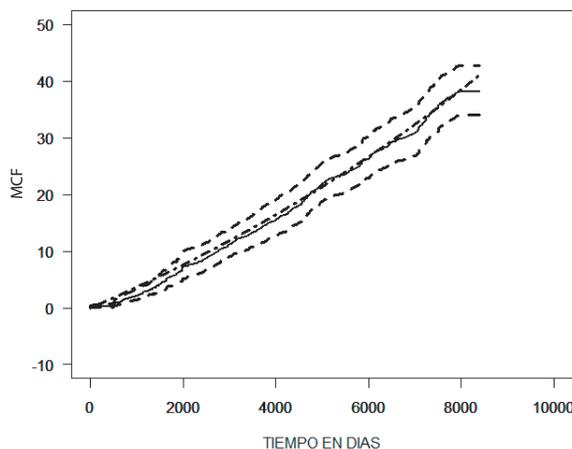


FIGURA 9: Gráfico de la MCF no paramétrica y la MCF ajustada con el modelo NHPP log-lineal.

De las figuras 8 y 9 se aprecia, que el mejor ajuste lo hace el modelo NHPP de regla de la potencia, ratificando lo observado en los ajustes por máxima verosimilitud en las tablas 2 y 3.

Eligiendo este modelo paramétrico se tendría la siguiente tasa de recurrencia:

$$m(t; \hat{\theta}) = \left(\frac{1.276}{463.563} \right) \left(\frac{t}{463.563} \right)^{1.276-1} = 0.00275 \left(\frac{t}{463.563} \right)^{0.276}$$

4.4.5. Estimación de la predicción del número futuro de recurrencias

El número esperado de recurrencias en un intervalo $[a, b]$ es $\int_a^b m(t, \theta) dt$. La correspondiente predicción puntual de máxima verosimilitud es $\int_a^b m(t, \hat{\theta}) dt$.

Una predicción puntual para el número de recurrencias futuras usando el modelo NHPP de regla de la potencia es:

$$\int_a^b m(t; \hat{\theta}) dt = \left(\frac{1}{\hat{\eta}} \right)^{\hat{\beta}} (b^{\hat{\beta}} - a^{\hat{\beta}})$$

De manera análoga, una predicción puntual para el número de recurrencias futuras usando el modelo NHPP log-lineal es:

$$\int_a^b m(t; \hat{\theta}) dt = \frac{\exp(\hat{\gamma}_0)}{\hat{\gamma}_1} [\exp(\hat{\gamma}_1 b) - \exp(\hat{\gamma}_1 a)]$$

Para el caso de los interruptores FL245, se tiene que la predicción del número de fallas en un intervalo futuro, está dada por el modelo NHPP de regla de la

potencia, es decir:

$$\int_a^b m(t; \hat{\theta}) dt = \left(\frac{1}{463.563} \right)^{1.276} (b^{1.276} - a^{1.276})$$

Supóngase que se desea estimar el número de fallas futuras para el año siguiente al final del seguimiento, es decir entre $a = 8400$ días y $b = 8765$ días, por lo tanto el número de recurrencias esperadas en este intervalo es:

$$\int_{8400}^{8765} m(t; \hat{\theta}) dt = \left(\frac{1}{463.563} \right)^{1.276} (8765^{1.276} - 8400^{1.276}) = 2.25$$

Es decir, para ese año se esperaban tener por cada interruptor FL245 entre 2 y 3 recurrencias.

5. Conclusiones y recomendaciones

La aplicación de métodos estadísticos para el análisis de datos recurrentes realizada sobre los interruptores FL245, puede servir como guía para el desarrollo de otras aplicaciones sobre este tipo de datos.

De los resultados obtenidos en la aplicación en Interconexión Eléctrica S.A., tanto en el análisis no paramétrico como en el paramétrico, se concluye lo siguiente:

- La tasa de recurrencia de los equipos FL245 es creciente; por lo tanto, indica que éstos han experimentado desgaste. El modelo paramétrico obtenido (NHPP con regla de la potencia), describe a los interruptores FL245 como equipos cuyos eventos de reparación solo estaban enfocados hacia que el equipo funcionara, llevándolo, a la condición de tan malo como viejo, es decir, que sigan funcionando de la misma manera en que venían trabajando, sin mejorar sus condiciones de operación. Este mismo modelo estima que para el año siguiente al final del estudio se tendrían entre 2 y 3 eventos de falla por equipo.
- De otra parte, el estudio para los modos de falla señaló a la baja presión de gas SF₆, como el modo de falla de mayor influencia en el comportamiento de la MCF combinada de los interruptores, esto debido a que la mayoría de los eventos de reparación están asociados a este modo de falla, y su MCF es muy parecida a la MCF combinada. La MCF de baja presión de aceite presenta un comportamiento más lineal, indicando posiblemente un proceso de renovación o HPP para la modelación paramétrica de este modo de falla. Finalmente, para el modo de falla deterioro en los instrumentos de calibración, se encontró que éste era el de menor influencia en la MCF combinada y que su tasa de recurrencia era muy cercana a cero.
- Lo anterior sugiere tomar decisiones que busquen la mejora de los procedimientos de mantenimiento para el modo de falla baja presión de gas SF₆,

que permitan reducir la tasa de recurrencia asociada a éste y, por lo tanto, mejorar el comportamiento de la MCF combinada y disminuir los costos de mantenimiento asociados a los interruptores FL245.

Toda la metodología aplicada en este estudio a eventos de mantenimiento puede ser replicada para los costos de tales eventos, de manera que se pueden realizar estimaciones acerca de los costos promedio por equipo en un intervalo de tiempo futuro, y esto ayudaría en la planeación de presupuestos para el mantenimiento de la familia de equipos en estudio.

Agradecimientos

Los autores agradecen de manera especial a la Dirección de Gestión de Mantenimiento de Interconexión Eléctrica S.A., por facilitar los datos para realizar este trabajo. Además, agradecen a los árbitros y al editor por sus valiosos comentarios que enriquecieron el texto del manuscrito.

[Recibido: septiembre de 2010 — Aceptado: febrero de 2011]

Referencias

- Andersen, K., Borgan, O., Gill, R. D. & Keiding, N. (1993), *Statistical Models Based on Counting Processes*, Springer-Verlag, New York.
- Cook, R. J., Lawless, J. F. & Nadeau, C. (1996), 'Robust tests for treatment comparisons based on recurrent event responses', *Biometrics* **52**, 557–571.
- Escobar, L., Villa, E. & Yañez, S. (2003), 'Confiabilidad: historia, estado del arte y desafíos futuros', *Dyna* **70**(140), 5–21.
- Hu, X. J., Lawless, J. F. & Suzuki, K. (1998), 'Nonparametric estimation of a lifetime distribution when censoring times are missing', *Technometrics* **40**, 3–13.
- Kalbfleisch, J. D., Lawless, J. F. & Robinson, J. A. (1991), 'Methods for the analysis and prediction of warranty claims', *Technometrics* **33**, 273–285.
- Kvam, P. H., Singh, H. & Whitaker, L. R. (2002), 'Estimating distributions with increasing failure rate in an imperfect repair model', *Lifetime Data Analysis* **8**, 53–67.
- Lawless, J. F. (1995a), 'The analysis of recurrent events for multiple subjects', *Journal of Applied Statistics* **44**, 487–498.
- Lawless, J. F. (1995b), 'Adjustments for reporting delays and the prediction of occurred but not reported events', *Canadian Journal of Statistics* **22**, 15–31.

- Lawless, J. F. & Nadeau, C. (1995), 'Some simple robust methods for the analysis of recurrent events', *Technometrics* **37**, 158–168.
- Lin, D. Y., Wei, L. J., Yang, I. & Ying, Z. (2000), 'Semiparametric regression for the mean and rate functions of recurrent events', *Journal of the Royal Statistical Society: Series B* **62**, 711–730.
- Manotas, E. & Lopera, C. (2004), 'Metodología para el análisis de datos de recurrencia aplicada a los interruptores FL245', *Interconexión Eléctrica S.A. E.S.P.* pp. 1–145. Documento DGM-2004-I-S-ET-023-V1.
- Meeker, W. & Escobar, L. (1998), *Statistical Methods for Reliability Data*, John Wiley & Sons, New York.
- Meeker, W. & Escobar, L. (2003), 'SPLIDA: SPLUS Life Data Analysis'.
*Disponible en www.public.iastate.edu/~splida, accedido en 01/09/2010
- Nelson, W. (1988), 'Graphical analysis of system repair data', *Journal of Quality Technology* **20**, 24–35.
- Nelson, W. (1990), 'Hazard plotting of left truncated data', *Journal of Quality Technology* **22**, 230–238.
- Nelson, W. (1995), 'Confidence limits for recurrence data: Applied to cost or number of repairs', *Technometrics* **37**, 147–157.
- Nelson, W. (1998), 'An application of graphical analysis of repair data', *Quality and Reliability Engineering International* **14**, 49–52.
- Nelson, W. (2000), 'Graphical comparison of sets of repair data', *Quality and Reliability Engineering International* **16**, 235–241.
- Nelson, W. (2003), *Recurrent Events Data Analysis for Product Repairs, Disease Recurrences, and Other Applications*, ASA-SIAM, Philadelphia, ASA, Alexandria.
- Ross, D. P. (1989), 'Pilot Study of Commercial Water-Loop Heat Pump Compressor Life', *Report under EPRI contract RP 2480-06*, Electric Power Research Institute, Palo Alto, CA .
- Tobias, P. A. & Trindade, D. C. (1995), *Applied Reliability*, 2nd edn, CRC Press, Boca Raton, FL.
- Trindade, D. C. & Haugh, L. D. (1980), 'Estimation of the reliability of computer components from field renewal data', *Microelectronics Reliability* **20**, 205–218.
- Vallarino, C. R. (1988), Confidence Bands for a Mean Value Function Estimated from a Sample of Right-Censored Poisson Processes, Technical report 02.1471, IBM General Products Division, San Jose, California.
- Wang, M. C., Qin, J. & Chiang, C. T. (2001), 'Analyzing recurrent events data with informative censoring', *Journal of the American Statistical Association* **96**, 1057–1065.