

MÉTODO PARA LA PREDICCIÓN DE CONFIABILIDAD DE LEDS EN ILUMINACIÓN

Diego Fernández Labrada¹, Ernesto Guerra Blanco, Miguel Castro Fernández y Miriam Vilaragut LLanes
Departamento de Ingeniería Eléctrica, Universidad Tecnológica de La Habana,

ABSTRACT

In LEDs reliability prediction, not considering the color shift could generate undesired results; however, in the literature it is not frequent to find methods that consider this failure mode; and a great part of the existing methods do not integrate in the analysis the factors of temperature and current jointly. In this work, a new method was developed to predict the LEDs reliability based on the color shift, which takes into account the temperature and current. With the developed method, more reliability indicators, such as reliability function, risk function and mean time to failure (MTTF), can be predicted in comparison with the IES TM-21-11 and IES TM-35-19 methods. In addition, the models of several reliability indicators of a sample of NF2L757DR LEDs from NICHIA CORPORATION are presented. The obtained graphs show that with increasing temperature and/or current, reliability decreases.

KEYWORDS: Solid state lighting (SSL); lifetime prediction; degradation models; Physics of failure-based (PoF) methods; data-driven (D-D) methods.

MSC: 62N05

RESUMEN

En la predicción de la confiabilidad de los LEDs, no considerar el cambio de color podría generar resultados no deseados; sin embargo, en la literatura no es frecuente encontrar métodos que consideren este modo de falla; y una gran parte de los métodos existentes no integran en el análisis a los factores de temperatura y corriente de manera de conjunta. En este trabajo se desarrolló un nuevo método para la predicción de la confiabilidad de LEDs en base al cambio de color, que tiene en cuenta a la temperatura y la corriente. Con el método desarrollado se pueden predecir, en comparación con los métodos de las normas IES TM-21-11 e IES TM-35-19, más indicadores de confiabilidad; como la función de confiabilidad, la función riesgo y el tiempo medio hasta el fallo (MTTF). Además, se presenta la obtención de los modelos de varios índices de confiabilidad de una muestra de LEDs NF2L757DR de NICHIA CORPORATION. Las gráficas obtenidas evidencian que al aumentar la temperatura y/o la corriente, la confiabilidad disminuye.

PALABRAS CLAVES: Iluminación de estado sólido (SSL); predicción de tiempo de vida; modelos de degradación; métodos basados en la física de los fallos (PoF); métodos basados en datos (D-D).

1. INTRODUCCIÓN

Las últimas generaciones de LEDs como fuentes de iluminación, en relación a las tecnologías tradicionales, ofrecen una gran variedad de ventajas [13], como alta luminosidad [29], gran eficacia [7], tiempo de vida superior a 50 mil horas [12], menor disipación de energía, encendido instantáneo, ausencia de contenido de mercurio, mayor resistencia a las vibraciones [24], dimensiones reducidas [13], entre otras. Por dichas razones, el empleo de LEDs en los sistemas de iluminación ha crecido significativamente en los últimos años [23], y seguirá creciendo en los próximos; según reportes del Departamento de Energía de Estados Unidos, se estima que la tecnología LED abarque el 72% del mercado de la iluminación general para el 2025 y el 84% para el 2030 [19]. Con el incremento del uso de los LEDs en los sistemas de iluminación, la predicción de su confiabilidad constituye un tema de vital importancia y un desafío para la comunidad científica internacional; pues los mecanismos y modos de falla son muy complejos en estos dispositivos, y los métodos tradicionales, frecuentemente usados para detectar fallos en las fuentes tradicionales de iluminación, no pueden ser aplicados a los LEDs debido a que estos se degradan continuamente; es decir, los valores de los indicadores de rendimiento (factor del mantenimiento del flujo luminoso o LM por sus siglas en inglés, mantenimiento del color, coordenadas de cromaticidad, entre otros) varían eventualmente hasta alcanzar niveles que constituyen fallos. Además, debido a la permanente introducción de nuevos procesos y materiales en la industria de la iluminación basada en LEDs, están apareciendo modos de falla desconocidos [28], esto provoca que los métodos para la

predicción de la confiabilidad de los LEDs se hayan convertido en uno de los temas claves de investigación en el campo de la iluminación de estado sólido (SSL por sus siglas en inglés).

La mayoría de los métodos existentes para la predicción de la confiabilidad de los LEDs solo consideran como modo de falla la degradación del flujo luminoso [2, 6, 8, 10, 18, 20, 25], pese a que los modos de fallas más importantes, con la excepción de algunos posibles fallos catastróficos, son la degradación del flujo luminoso y el cambio de color [3, 5, 18, 29]. La Alianza para Sistemas y Tecnologías de Iluminación de Estado Sólido (ASSIST, por sus siglas en inglés) define dos tipos de vida útil según el flujo luminoso, en condiciones específicas; uno es el tiempo de vida L_{50} para la iluminación decorativa, que es el tiempo que el flujo luminoso alcanza una degradación del 50%, y el otro es el tiempo de vida L_{70} para la iluminación general, que consiste en el tiempo que el flujo luminoso se degrada hasta el 70% con respecto al valor inicial [1]. Los criterios para el cambio del color aún no están bien definidos en el sector de la iluminación, excepto por el programa Energy Star de la Agencia de Protección Ambiental de los Estados Unidos, el cual exige que el cambio (también denominado diferencia) de las coordenadas de cromaticidad $\Delta u'v'$ a las 6 000 horas de operación no exceda un valor de 0,007 [17], convirtiéndolo tal vez en el único criterio de la industria para el mantenimiento del color, es decir, el único criterio de fallo para el “cambio de color” (CS por sus siglas en inglés).

En la predicción de la confiabilidad de los LEDs, no considerar el CS podría generar resultados no deseados para la industria y los usuarios, por tanto algunos de los métodos que se implementen con este fin deben considerar este modo de falla; sin embargo, no son muy abundantes en la literatura métodos en base al CS como modo de falla, y una gran parte de los métodos existentes no integran en el análisis a los factores de temperatura y corriente de manera de conjunta, dos de los parámetros más significativos en el tiempo de vida de un LED o un producto cuyos componentes son LED [26]. Además, a menudo existen grandes diferencias entre la vida útil garantizada por los fabricantes y la real [18].

Precisamente, atendiendo a los planteamientos anteriores, y con el objetivo de ofrecer otras alternativas para el análisis y evaluación de la confiabilidad de LEDs empleados en iluminación, en este trabajo se propone un método para la predicción de la confiabilidad de LEDs de alta potencia empleados en iluminación, en base al cambio de color como modo de falla y que tiene en cuenta los parámetros de temperatura y corriente.

El resto del artículo se divide de la siguiente forma: en la sección 2 se abordan los modelos y métodos para el análisis de datos de degradación que emplea el método propuesto, y se mencionan las razones de su utilización; en la sección 3 se presenta la propuesta del nuevo método; en la sección 4, con el objetivo de ilustrar dicho método, se presenta la obtención de los modelos de varios índices de confiabilidad del LED blanco cálido NF2L757DR de NICHIA CORPORATION y, finalmente, en la sección 5 se ofrecen las conclusiones generales del trabajo.

2. MODELOS Y MÉTODOS EMPLEADOS PARA EL ANÁLISIS DE DATOS DE DEGRADACIÓN

En aplicaciones reales comúnmente se usan dos tipos de modelos: modelos de trayectoria de degradación general y modelos estocásticos [9].

En [27] los autores señalaron que la aleatoriedad de los factores ambientales no observados se convierte en aleatoriedad no explicada en la degradación observada; resultando los procesos estocásticos una opción natural para modelar la aleatoriedad en los procesos de degradación causados por la aleatoriedad inherente y la aleatoriedad no explicada debida a factores ambientales. Por su parte, un modelo de trayectoria general es un tipo de modelo simplificado de los datos de degradación.

La idea fundamental de los modelos de trayectoria de degradación general es limitar el espacio de muestra del proceso de degradación y asumir que todas las funciones de la muestra tienen la misma forma, pero con parámetros diferentes. En el modelo de degradación, la trayectoria real de degradación de una unidad a lo largo del tiempo se denomina $D(t)$, que es una función monótona. Un fallo de degradación se produce cuando $D(t)$ alcanza un valor umbral D_f [21]. Este tipo de modelo puede utilizarse cuando todas las unidades se prueban en un entorno homogéneo particular. Precisamente por esta razón, es el modelo de degradación que se emplea en el método propuesto, pues los valores de $\Delta u'v'$, es decir, los datos de degradación en dicho método, se obtienen según la norma IES LM-80-08, que plantea un entorno homogéneo particular para todas las unidades [1].

2.1. Método “Análisis aproximado de degradación acelerada”

Para situaciones complejas, como el análisis de degradación de los LEDs, resulta muy difícil obtener la función de distribución $F_T(t)$ con una expresión de forma cerrada, siendo t el tiempo hasta el fallo (TTF por sus siglas en inglés). Por tanto, para evaluar $F_T(t)$ es necesario aplicar métodos como el “Análisis aproximado de degradación

acelerada” [9].

El “Análisis aproximado de degradación acelerada”, es un método alternativo para analizar los datos de degradación acelerada. Generalmente, se realizan dos pasos para llevar a cabo dicho método. En el primer paso se debe predecir el TTF para cada trayectoria de la muestra. Los n tiempos hasta el fallo $T_1, T_2, \dots, T_i, \dots, T_n$ se denominan “seudotiempo hasta el fallo”, los cuales se definen como:

$$T_i = \inf\{t: D_i(t) \geq D_f | D_i(0) < D_f\} \quad (1)$$

donde t es el tiempo, D_f es el umbral de falla y $D_i(t)$ es la trayectoria de degradación del i -ésimo componente de la muestra.

En el segundo paso, los pseudotiempo hasta el fallo $T_1, T_2, \dots, T_i, \dots, T_n$ pueden ser analizados utilizando los métodos tradicionales de análisis de confiabilidad para obtener la $F_T(t)$ u otro índice de confiabilidad.

El método “Análisis aproximado de degradación acelerada” se emplea en el método propuesto en conjunto con el modelo de Eyring; esto permite la obtención de los modelos de varios índices de confiabilidad en base al cambio de color, en función de la temperatura y la corriente.

3. NUEVO MÉTODO PARA LA PREDICCIÓN DE CONFIABILIDAD DE LEDS DE ALTA POTENCIA EMPLEADOS EN ILUMINACIÓN EN BASE AL CAMBIO DE COLOR

3.1. Requisitos del método propuesto

Para la propuesta del nuevo método se tuvo en cuenta los requisitos siguientes:

1. Deben obtenerse modelos en base al cambio de color como modo de falla.
2. El método debe ser capaz de ofrecer los modelos de varios índices o medidas de la confiabilidad, como el tiempo medio hasta el fallo (MTTF, por sus siglas en inglés), la función de confiabilidad y la función de tasa de riesgo.
3. Los modelos deben considerar la influencia de los parámetros temperatura y corriente.
4. El criterio de fallo (umbral de falla) para el cambio de color como modo de falla es la diferencia de las coordenadas de cromaticidad igual 0,007 en el diagrama CIE 1976 (u', v'); es decir, $\Delta u'v' = 0,007$, siendo $\Delta u'v'$ la distancia euclidiana entre las coordenadas de cromaticidad del punto inicial y el punto en análisis.
5. El método debe propiciar la posibilidad de analizar dos trayectorias (funciones) de degradación candidatas y escoger la de mejores resultados.
6. El método debe incluir el empleo de herramientas estadísticas para analizar y asegurar la exactitud de los resultados.
7. El método debe incluir el criterio de información de Akaike (AIC) para seleccionar, en un conjunto de distribuciones probabilísticas de los TTF propuestas por el usuario, la de mejor ajuste.
8. Los datos de entrada que se empleen en la ejecución del método deben ser obtenidos según normas IES LM-80-08 o IES LM-80-15.

3.2. Descripción del método propuesto

En la Figura 1 se muestra el diagrama en bloques del método propuesto y a continuación, se describen cada uno de los pasos que lo conforman.

3.2.1. Paso 1: Toma de los datos de ensayos acelerados

Los datos de entrada se adquieren en tres ensayos realizados según las normas IES LM-80-08, IES LM-80-15 o ANSI/IES LM-80-20, estos son:

- n : Cantidad de mediciones por LED (igual cantidad para todos los ensayos).
- m : Tamaño de la muestra de LEDs de cada ensayo (antes de la limpieza de los datos es el mismo en todos los ensayos).
- J : Conjunto de corrientes I de los LEDs, en cada ensayo:
$$J = \{I_k: k \in K\} \quad (2)$$

donde I_k es la corriente en el k -ésimo ensayo.

- T : Conjunto de temperatura ambiente (T_{amb}) en cada ensayo, el cual se define como:

$$\mathcal{T} = \{T_{amb_k}: k \in K\} \quad (3)$$

donde T_{amb_k} es la T_{amb} en el k -ésimo ensayo.

- \mathcal{T}_s : Conjunto de temperatura T_s en cada ensayo (según las normas IES-LM-80 es la temperatura del punto de unión del termopar en el encapsulado de la fuente de luz LED, tal como la define el fabricante).

$$\mathcal{T}_s = \{T_{s_k}: k \in K\} \quad (2)$$

donde T_{s_k} es la T_s en el k -ésimo ensayo.

- Tiempos t_j de cada ensayo donde fueron realizadas las mediciones de $\Delta u'v'$ (el inicio de cada ensayo se toma como un tiempo $t_1 = 0$ s). Estos tiempos pueden expresarse en los vectores \mathbf{T}_k :

$$\mathbf{T}_k = (t_{1k}, \dots, t_{jk}, \dots, t_{nk}) \in \mathfrak{T}^n: \mathfrak{T} = \{t \in \mathbb{R}: t \geq 0\} \quad (3)$$

donde t_{jk} es el instante de tiempo j -ésimo en el k -ésimo ensayo.

- Cambio o variación de las coordenadas de cromaticidad ($\Delta u'v'$) tomado en los instantes de tiempos de medición de cada uno de los LEDs en cada uno de los ensayos

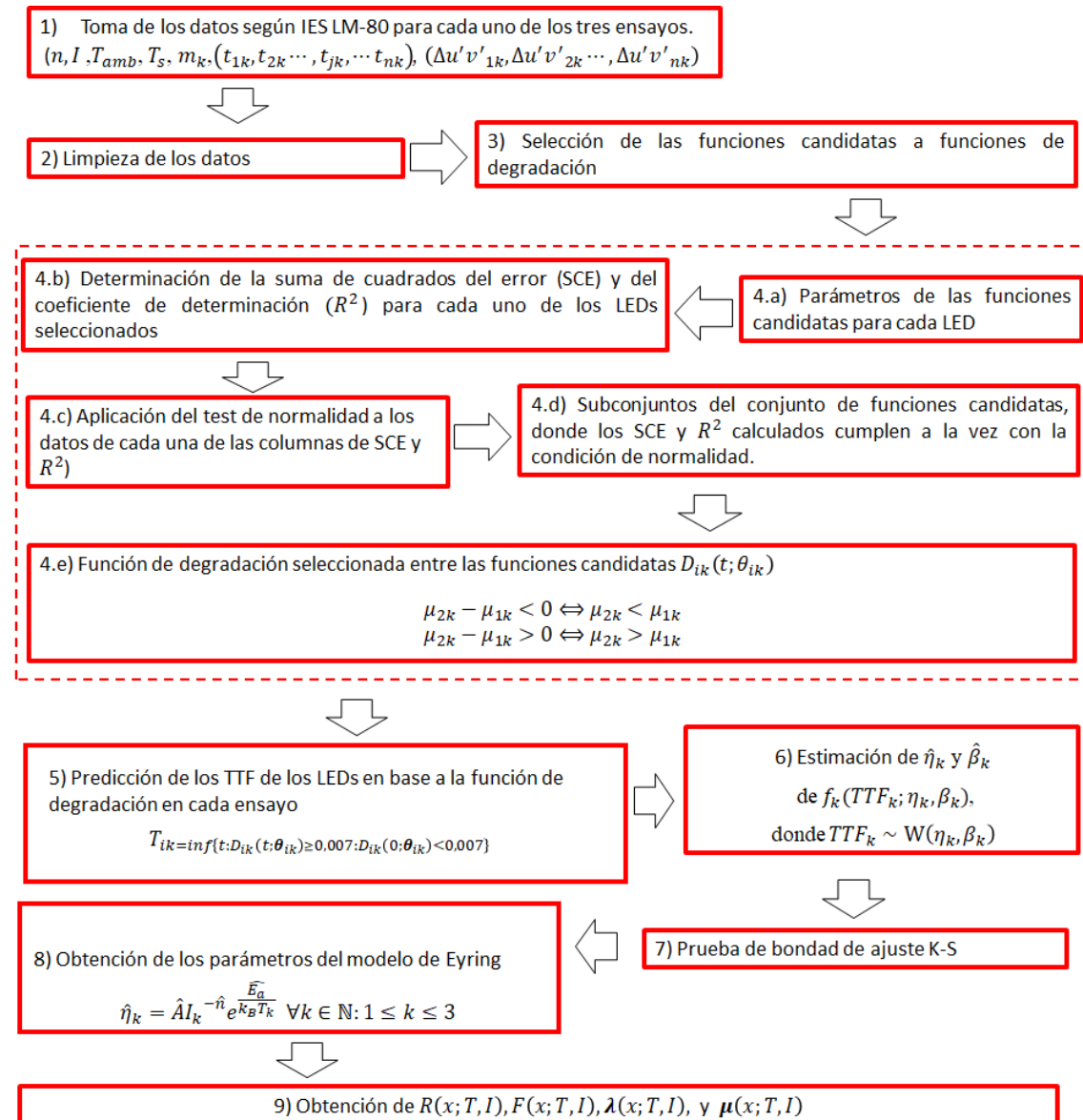


Figura 1: Diagrama en bloque del método propuesto.

Normalmente, los valores obtenidos de $\Delta u'v'$ según LM-80, se recogen en una tabla para cada ensayo, donde las filas corresponden a los LEDs y las columnas a los tiempos de medición; por lo que se pueden definir las matrices $A_k (1 \leq k \leq 3, k \in \mathbb{N})$, tal que:

$$A_k = \begin{bmatrix} a_{11k} & \cdots & a_{1jk} & \cdots & a_{1nk} \\ \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{i1k} & \cdots & a_{ij_k} & \cdots & a_{in_k} \\ \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{m1k} & \cdots & a_{mj_k} & \cdots & a_{mn_k} \end{bmatrix}, 1 \leq k \leq 3, k \in \mathbb{N} \quad (4)$$

donde las celdas de la matriz A_k expresan los resultados de $\Delta u'v'$ del i -ésimo LED en el j -ésimo instante de tiempo durante el k -ésimo ensayo. Estas matrices se pueden representar en el conjunto siguiente:

$$\mathcal{A} = \{A = A_k: 1 \leq k \leq 3, k \in \mathbb{N}\} \quad (5)$$

Además, durante la ejecución del método propuesto y para evitar errores, resulta importante identificar los ensayos y los LEDs en cada ensayo. Sean los siguientes conjuntos:

$$L = \{l: l \in \mathbb{N}, l \leq m\} \quad (6)$$

$$K = \{k \in \mathbb{N}: k \leq 3\} \quad (7)$$

$$O = \{\text{primero}, \text{segundo}, \text{tercero}\} \quad (8)$$

Entonces, se puede utilizar como identificador del ensayo una variable $k \in K$, y como identificador de los LEDs en cada ensayo una variable $l \in L$. Según el orden de realización de los ensayos ($\sigma = \text{primero}, \text{segundo}$ o tercero) será el valor que tome k , que puede obtenerse mediante la siguiente aplicación:

$$\begin{aligned} \psi_1: O &\rightarrow K \\ (\sigma) &\rightarrow (k): k = \begin{cases} 1 & \text{si } \sigma = \text{primero} \\ 2 & \text{si } \sigma = \text{segundo} \\ 3 & \text{si } \sigma = \text{tercero} \end{cases} \end{aligned} \quad (9)$$

3.2.2. Paso 2: Limpieza de los datos obtenidos en el Paso 1

Para prevenir la distorsión en los resultados, debido a posibles problemas que puedan ocurrir durante las distintas mediciones, se requiere una limpieza de los datos antes de su procesamiento. Este procedimiento se puede realizar mediante algunas técnicas analíticas.

Los LEDs que presenten valores inusuales de $\Delta u'v'$ no se considerarán en los siguientes pasos. Entonces: después de eliminar estos, en cada ensayo queda una cantidad de LEDs m_k :

$$m_k \in \mathbb{N}: 1 \leq m_k \leq m, k \in K \quad (10)$$

donde k es el identificador del ensayo.

Los LEDs seleccionados en cada uno de los ensayos se pueden representar en vectores \mathbf{L}_k , de tal forma que:

$$\mathbf{L}_k = (l_{1k}, \dots, l_{ik}, \dots, l_{m_k k}) \quad (11)$$

donde $l_{ik} \in L$ es el identificador del i -ésimo LED seleccionado en el k -ésimo ensayo.

Sean los conjuntos:

$$\mathcal{L} = \{\mathbf{L} \in L^{m_k}: k \in K\} \quad (12)$$

$$D = \{d = m_k: k \in K\} \quad (13)$$

$$E = \{[e_{ij}]_{d \times n}: e_{ij} \in \mathbb{R}, \quad d \in D\} \quad (14)$$

Entonces, se pueden determinar las matrices $E_k \in E$ que expresan los resultados de $\Delta u'v'$ durante el k -ésimo

ensayo una vez depurados los datos (eliminadas de las matrices A_k las filas correspondientes a los LEDs no seleccionados para continuar), a través de (17):

$$\begin{aligned} \psi_2: \mathcal{A} \times \mathcal{L} &\rightarrow E \\ \left([a_{ij}]_{m \times n}, (l_1, l_2, \dots, l_p) \right) &\rightarrow [e_{ij}]_{p \times n}: e_{ij} = a_{l_{ij}} \end{aligned} \quad (15)$$

es decir:

$$E_k = \psi_2(A_k, L_k) \quad \forall k \in K \quad (16)$$

3.2.3. Paso 3: Propuesta de dos modelos de trayectorias de degradación candidatos

En este paso se proponen dos funciones candidatas de degradación (f_1 y f_2), de las cuales será seleccionada una en cada uno de los ensayos, en el paso 4.

Sea un conjunto de funciones en el tiempo t :

$$\mathcal{F} = \{f(t): t \in \mathbb{R}, t \geq 0\} \quad (17)$$

Entonces: el conjunto de los dos modelos de trayectoria propuestos por el usuario puede representarse como:

$$\mathcal{G} = \{f_1(t; \theta_1), f_2(t; \theta_2) \in \mathcal{F}\} \quad (18)$$

donde θ_1 y θ_2 son los vectores de parámetros.

3.2.4. Paso 4: Selección de la función de degradación

Para seleccionar la función de degradación, para cada uno de los ensayos se obtienen:

a) *Parámetros de las funciones de degradación candidatas para cada uno de los LEDs seleccionados*

Primeramente, mediante el método de los mínimos cuadrados, se estiman los parámetros de los modelos de degradación candidatos para cada uno de los LEDs seleccionados de cada uno de los tres ensayos realizados.

Luego, sea el vector cuyas componentes son los dos modelos de trayectoria propuestos por el usuario:

$$\mathbf{F} = (f_1(t; \theta_1), f_2(t; \theta_2)) \quad (19)$$

y los siguientes conjuntos:

$$\mathfrak{F} = \{\mathbf{F} \in \mathcal{G}^2: \mathbf{F} = (f_1(t; \theta_1), f_2(t; \theta_2))\} \quad (20)$$

$$\Omega = \{\hat{\theta}: f(t; \theta) \in \mathcal{G}\} \quad (21)$$

Entonces, mediante (24) pueden obtenerse matrices θ_k que muestren los vectores de parámetros estimados de los dos modelos de degradación candidatos para cada uno de los LEDs seleccionados en el k -ésimo ensayo (las filas corresponden a los LEDs seleccionados y las columnas a las funciones candidatas).

$$\begin{aligned} \psi_3: E \times \mathfrak{F} \times \mathfrak{T}^n &\rightarrow \Omega^{p \times 2} \\ \left([e_{ij}]_{p \times n}, (f_1(t), f_2(t)), (t_1, t_2, \dots, t_n) \right) &\rightarrow [\hat{\theta}_{ij}]_{p \times 2} \\ : \hat{\theta}_{ij} &\text{ es el vector de parámetros estimados de } f_j(t) \\ &\text{ a partir de los elementos de } [e_{i1} e_{i2} \dots e_{in}] \text{ y} \\ &\text{ las coordenadas de } (t_1, t_2, \dots, t_n), j \in \mathbb{N}, 1 \leq j \leq 2 \end{aligned} \quad (22)$$

Es decir:

$$\theta_k = \psi_3(E_k, \mathbf{F}, \mathbf{T}_k) \quad \forall k \in K \quad (23)$$

b) *Cálculo de las sumas del cuadrado de los errores (SCE) y de los coeficientes de determinación (R^2)*

Las SCE y los (R^2) en la estimación de los parámetros de los modelos de degradación para cada uno de los LEDs seleccionados, correspondientes al k -ésimo ensayo, pueden representarse en las matrices S_k y R_k , respectivamente, que pueden obtenerse mediante las aplicaciones (26) (S_k) y (27) (R_k).

$$\psi_4: E \times \mathfrak{F} \times \mathfrak{T}^n \rightarrow \mathbb{R}^{p \times 2}$$

$$\left([e_{ij}]_{p \times n}, (f_1(t), f_2(t)), (t_1, t_2, \dots, t_n) \right) \rightarrow [s_{ij}]_{p \times 2} \quad (24)$$

: s_{ij} sea la SSE en la estimación de los parámetros de $f_j(x)$ calculado a partir de los elementos de $[e_{i1} e_{i2} \dots e_{in}]$ y las coordenadas de $(t_1, t_2, \dots, t_n), j \in \mathbb{N}, 1 \leq j \leq 2$

$$\psi_5: E \times \mathfrak{F} \times \mathfrak{T}^n \rightarrow \mathbb{R}^{p \times 2}$$

$$\left([e_{ij}]_{p \times n}, (f_1(t), f_2(t)), (t_1, t_2, \dots, t_n) \right) \rightarrow [R^2_{ij}]_{p \times 2} \quad (25)$$

: R^2_{ij} sea el R^2 en la estimación de los parámetros de $f_j(x)$ calculado a partir de los elementos de $[e_{i1} e_{i2} \dots e_{in}]$ y las coordenadas de $(t_1, t_2, \dots, t_n), j \in \mathbb{N}, 1 \leq j \leq 2$

Es decir:

$$S_k = \psi_4(E_k, \mathbf{F}, \mathbf{T}_k) \quad \forall k \in K \quad (26)$$

$$R_k = \psi_5(E_k, \mathbf{F}, \mathbf{T}_k) \quad \forall k \in K \quad (27)$$

c) *Aplicación del test de normalidad a los datos de cada una de las columnas de las matrices S_k y R_k*

Para los pasos siguientes es preciso realizar el test de normalidad a los datos de cada una de las columnas de las matrices del conjunto $S = \{S_k, k \in K\} \cup \{R_k, k \in K\}$. Las hipótesis para las pruebas de normalidad para cada columna de cada una de las matrices, son:

$$H_{0_{jk}}: X_{jk} \sim N(\hat{\mu}_{jk}, \hat{\theta}_{jk}) \quad (30)$$

$$H_{1_{jk}}: X_{jk} \not\sim N(\hat{\mu}_{jk}, \hat{\theta}_{jk})$$

donde X_{jk} representa la j -ésima columna ($j \in \mathbb{N}, 1 \leq j \leq 2$) de las matrices S_k o R_k .

Los estadísticos a utilizar son la curtosis estandarizada (K_s , por sus siglas en inglés) y el sesgo estandarizado (SE), entonces se rechaza a H_0 si $|K_s| > 2$ o $|S.E| > 2$. Luego, para determinar si los datos de cada una de las columnas anteriormente mencionadas siguen una distribución normal, mediante (31)-(33) se obtienen los vectores filas \mathbf{X}_k y \mathbf{P}_k , que representan en sus celdas con un dígito binario el resultado de los test de normalidad realizados (1 si no se rechaza a H_0 y 0 si se rechaza a H_0).

$$\psi_6: S \rightarrow \mathbb{B}^2$$

$$[a_{ij}]_{p \times 2} \rightarrow (z_1, z_2): z_j = \begin{cases} 0 & \text{si } |K_{s_j}| es > 2 \vee |s.e_j| > 2 \\ 1 & \text{si } |K_{s_j}| es \leq 2 \wedge |s.e_j| \leq 2 \end{cases} \quad (28)$$

K_{s_j} y $s.e_j$ son la la curtosis estandarizada y el sesgo estandarizado respectivamente de $(a_{1j}, a_{2j}, \dots, a_{pj}), j \in \mathbb{N}, 1 \leq j \leq 2$

Es decir:

$$\mathbf{X}_k = \psi_6(S_k) \quad \forall k \in K \quad (29)$$

$$\mathbf{P}_k = \psi_6(R_k) \quad \forall k \in K \quad (30)$$

En cada función candidata de cada ensayo, los SCE y R^2 (ambos), deben seguir una distribución normal, por tanto a partir de los resultados obtenidos en (32) y (33) y mediante (34) se pueden obtener los vectores filas \mathbf{Y}_k que muestren en qué función se cumple y no se cumple con esta condición.

$$\mathbf{Y}_k = \mathbf{X}_k \wedge \mathbf{P}_k \quad \forall k \in K \quad (31)$$

d) *Obtención de los subconjuntos del conjunto de funciones candidatas, donde los SCE y R^2 calculados cumplen a la vez con la condición de normalidad.*

Sean:

$$\mathfrak{G} = \{\{f_1\}, \{f_2\}, \{(f_1, f_2)\}\}; f_1 \in \mathcal{G}, f_2 \in \mathcal{G}\} \quad (32)$$

$$\begin{aligned} \psi_7: \mathbb{B}^2 &\rightarrow \mathfrak{G} \\ (y_1, y_2) \rightarrow G: G &= \begin{cases} \{ \} & \text{si } (y_1, y_2) = (0,0) \\ \{f_2\} & \text{si } (y_1, y_2) = (0,1) \\ \{f_1\} & \text{si } (y_1, y_2) = (1,0) \\ \{(f_1, f_2)\} & \text{si } (y_1, y_2) = (1,1) \end{cases} \end{aligned} \quad (33)$$

Entonces, los subconjuntos del conjunto de funciones candidatas donde los SCE y R^2 calculados cumplen a la vez con la condición de normalidad en el k -ésimo ensayo son:

$$Q_k = \psi_7(\mathbf{Y}_k), k \in K \quad (34)$$

En caso que Q_k sea el conjunto vacío para un valor de k , entonces el usuario debe proponer dos nuevos modelos de trayectoria candidatos para el k -ésimo ensayo y repetir los pasos desde el número 3, para los datos de dicho ensayo solamente.

e) *Selección del modelo de trayectoria de degradación entre las funciones candidatas*

En este paso se selecciona el modelo de trayectoria de degradación para cada ensayo, es decir, de una $D_k(t; \boldsymbol{\theta}) \in Q_k, \forall k \in K$, entre las funciones candidatas $q_{ik} \in Q_k (i \in \mathbb{N}, 1 \leq i \leq 2)$ que cumplen con la condición de normalidad del paso anterior.

En caso que el cardinal de Q_k sea $\#Q_k = 1$, el modelo de trayectoria de degradación seleccionado para el k -ésimo ensayo ($D_k(t; \boldsymbol{\theta})$) es justamente el único elemento de Q_k . En cambio, cuando $\#Q_k = 2$ la selección del modelo de trayectoria de degradación se realiza mediante comparaciones basadas en la prueba t -Student, de las SCE y R^2 obtenidos en la estimación de los parámetros de cada función $q_{ik} \in Q_k (i \in \mathbb{N}, 1 \leq i \leq 2)$ con los datos del k -ésimo ensayo.

A continuación, se describe dicho procedimiento.

Por cada ensayo donde $\#Q_k = 2$, se efectúan dos pruebas de hipótesis de la forma:

$$\begin{aligned} H_{0k}: \mu_{2k} - \mu_{1k} &= 0 \\ H_{1k}: \mu_{2k} - \mu_{1k} &\neq 0 \end{aligned} \quad (35)$$

donde: H_{0k} y H_{1k} son las hipótesis nula y alternativa, respectivamente, para los datos del k -ésimo ensayo, μ_{1k} y μ_{2k} son las medias poblacionales (obtenidas de la estimación de los parámetros de las funciones q_{1k} y q_{2k} , respectivamente, con los datos del k -ésimo ensayo) (q_{1k} y q_{2k} componentes del vector $\mathbf{q}_k \in Q_k$) de las SCE para la primera prueba, y las medias poblacionales de R^2 para la segunda, en el k -ésimo ensayo. En caso de rechazo de H_0 , se obtienen intervalos de confianza del 95,0% (se trabaja con $\alpha = 0,05$) para la diferencia $\mu_{2k} - \mu_{1k}$, es decir, puede establecerse con 95% de certeza, que la diferencia verdadera se encuentra en dicho intervalo de confianza, entonces:

$$\begin{aligned} \mu_{2k} - \mu_{1k} < 0 &\Leftrightarrow \mu_{2k} < \mu_{1k} \\ \mu_{2k} - \mu_{1k} > 0 &\Leftrightarrow \mu_{2k} > \mu_{1k} \end{aligned} \quad (36)$$

Luego, se pueden realizar las siguientes consideraciones:

1. En el caso de la SCE (primera prueba), si la diferencia de las medias poblacionales en el k -ésimo ensayo es $\mu_{2k} - \mu_{1k} < 0$ se recomienda seleccionar entre las dos funciones candidatas a la función $q_2(t) \in Q_k$ (segunda componente del vector \mathbf{q}_k); en caso contrario ($\mu_{2k} - \mu_{1k} > 0$), se recomienda seleccionar a $q_1(t) \in Q_k$ (primera componente del vector \mathbf{q}_k).
2. En el caso de R^2 (segunda prueba), si la diferencia de las medias en el k -ésimo ensayo es $\mu_{2k} - \mu_{1k} < 0$, se recomienda seleccionar entre las dos funciones candidatas a la función $q_1(t) \in Q_k$ (primera componente del vector \mathbf{q}_k); en caso contrario ($\mu_{2k} - \mu_{1k} > 0$), se recomienda seleccionar a $q_2(t) \in Q_k$ (segunda componente del vector \mathbf{q}_k).
3. En caso que los resultados de las consideraciones 1) y 2) sean diferentes, la decisión final se tomará en base a los valores de SCE y R^2 obtenidos.

Luego, según los resultados de (38) y (39) y de las consideraciones anteriores del presente paso, se selecciona el modelo de degradación por cada ensayo: $D_k(t; \boldsymbol{\theta}) \in Q_k, \forall k \in K$.

Finalmente, las funciones de degradación seleccionadas para el i -ésimo LED (luego de la limpieza de los datos) en el k -ésimo ensayo, son:

$$D_{ik}(t) = D_k(t; \hat{\theta}_{ik}) \quad (37)$$

donde $\hat{\theta}_{ik}$ es el vector de parámetros estimados de D_k en el i -ésimo LED.

3.2.5. Paso 5: Predicción de los TTF de los LEDs en base a la función de degradación seleccionada en cada ensayo

Este paso corresponde a la primera parte del método “Análisis aproximado de degradación acelerada” presentado en la sección 2.1. A partir de las funciones de degradación $D_{ik}(t)$, obtenidas en el paso anterior, se predicen los n TTF para cada trayectoria (para cada LED) de las muestras. El umbral de falla es $D_f = \Delta u'v' = 0,007$, por tanto (1) queda de la siguiente forma:

$$T_{ik} = \inf\{t: D_{ik}(t; \hat{\theta}_{ik}) \geq 0,007: D_{ik}(0; \hat{\theta}_{ik}) < 0,007\} \quad (38)$$

donde T_{ik} es el “pseudotiempo hasta el fallo” del i -ésimo LED (luego de la limpieza de los datos) del k -ésimo ensayo.

3.2.6. Paso 6: Estimación de los parámetros correspondientes a la Distribución de Weibull

Este paso corresponde a la segunda parte del método “análisis aproximado de degradación acelerada”; para ello se estiman, a partir de los pseudotiempo T_{ik} obtenidos anteriormente, los parámetros $\hat{\eta}_k$ y $\hat{\beta}_k$ de la densidad de probabilidad $f_k(x_k; \eta_k, \beta_k)$, donde $x_k \sim W(\eta_k, \beta_k)$ y x_k es el TTF en condiciones del k -ésimo ensayo. Para realizar las estimaciones se emplea el método de estimación de máxima verosimilitud (MEMV, o MLE por sus siglas en inglés).

3.2.7. Paso 7: Prueba de bondad de ajuste Kolmogorov-Smirnov (K-S)

Para contrastar si puede considerarse que $X_k \sim W(\eta_k, \beta_k)$ (X_k es el TTF en condiciones del k -ésimo ensayo) $\forall k \in K$, cuyos parámetros estimados $\hat{\eta}_k$ y $\hat{\beta}_k$ se obtuvieron en el paso anterior, se emplea la prueba de bondad de ajuste Kolmogorov-Smirnov (K-S). Las hipótesis para dichas pruebas son:

$$H_{0k}: X_k \sim W(\hat{\eta}_k, \hat{\beta}_k) \quad (42)$$

$$H_{1k}: X_k \not\sim W(\hat{\eta}_k, \hat{\beta}_k)$$

donde H_{0k} y H_{1k} son, para el k -ésimo ensayo, la hipótesis nula y la hipótesis alternativa, respectivamente.

3.2.8. Paso 8: Obtención de los parámetros del modelo de Eyring

En base a algunas hipótesis consideradas por [14], a la hora de aplicar la distribución de Weibull al análisis de la confiabilidad de los LEDs del sistema, pueden plantearse algunos supuestos como:

1. Para cada par de temperatura absoluta T y corriente I , la vida del producto sigue una distribución de Weibull, con parámetro de localización nulo.
2. El parámetro de forma β de la distribución de Weibull es independiente de la temperatura y la corriente, por lo que el valor que se toma para el modelo es su valor promedio en los ensayos realizados.
3. La vida característica η (parámetro de escala) de la distribución de Weibull coincide con el tiempo nominal de la ecuación de Eyring.

Si se aplica el supuesto 3 a la ecuación de Eyring, para el caso de la presencia de estrés térmico y eléctrico [25], entonces se obtiene que:

$$\eta(T, I) = \tau(T, I) = AI^{-n} e^{E_a/k_B T} \quad (43)$$

Como en el paso 6 se obtuvieron los $\hat{\eta}_k$, entonces, se puede obtener a partir de (43) el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\hat{\eta}_k = \hat{A} I_k^{-\hat{n}} e^{\frac{\hat{E}_a}{k_B T_k}} \quad \forall k \in K \quad (44)$$

que se utiliza para determinar los parámetros estimados del modelo: \hat{A} , \hat{n} y \hat{E}_a y donde k_B es la constante de

Boltzmann y k es el número del ensayo.

3.2.9. Obtención de los índices de confiabilidad en función de la temperatura y la corriente

Con los valores de \hat{A} , \hat{n} y \hat{E}_a determinados en el paso 8, y teniendo en cuenta los supuestos tomados para el modelo y las fórmulas para calcular las funciones de confiabilidad $R(x)$, distribución $F(x)$, tasa de riesgo $\lambda(x)$ y del tiempo medio hasta el fallo ($\mu(x)$), o MTTF según sus siglas en inglés) [22], se obtiene que:

$$R(t, T, I) = e^{-\left(\frac{t}{AI^{-\hat{n}} \cdot e^{\hat{E}_a/k_B T}}\right)^{\bar{\beta}}} \quad (45)$$

$$F(t, T, I) = 1 - e^{-\left(\frac{t}{AI^{-\hat{n}} \cdot e^{\hat{E}_a/k_B T}}\right)^{\bar{\beta}}} \quad (46)$$

$$\lambda(t, T, I) = \frac{\bar{\beta}}{\left(AI^{-\hat{n}} \cdot e^{\hat{E}_a/k_B T}\right)^{\bar{\beta}}} t^{\bar{\beta}-1} \quad (47)$$

$$\mu(T, I) = \left(\hat{A}I^{-\hat{n}} \cdot e^{\hat{E}_a/k_B T}\right) \Gamma\left(1 + \frac{1}{\bar{\beta}}\right) \quad (48)$$

donde $\Gamma(x)$ es la función Gamma y $\bar{\beta}$ es:

$$\bar{\beta} = \frac{1}{3} \sum_{k=1}^3 \hat{\beta}_k \quad (49)$$

4. CASO DE ESTUDIO

En esta sección, con el objetivo de ilustrar el método propuesto, se presenta la obtención de las funciones $R(t, T, I)$, $F(t, T, I)$, $\lambda(t, T, I)$ y $\mu(T, I)$ de un tipo de LED blanco cálido: el NF2L757DR de NICHIA CORPORATION.

Los datos fueron tomados de los ensayos 4, 5 y 8 del reporte # SQETMN558007 del laboratorio de pruebas de LEDs de NICHIA CORPORATION [15]. Los datos que se emplearon para la ejecución del método propuesto son:

- Identificador del ensayo:

$$k = \begin{cases} 1 & \text{para el ensayo 4} \\ 2 & \text{para el ensayo 5} \\ 3 & \text{para el ensayo 8} \end{cases} \quad (50)$$

- Cantidad de mediciones por LED por ensayo: $n = 15$
- Corrientes I_k (dadas en mA) de los LEDs en cada ensayo, es decir $I_k \forall k \in K$:

$$I_k = \begin{cases} 100 \text{ mA} & \text{para } k = 1 \\ 150 \text{ mA} & \text{para } k = 2 \\ 150 \text{ mA} & \text{para } k = 3 \end{cases} \quad (51)$$

- Temperaturas T_{amb_k} (dadas en °C) de los LEDs en cada ensayo, es decir $T_{amb_k} \forall k \in K$:

$$T_{amb_k} = \begin{cases} > 80^\circ\text{C} & \text{para } k = 1 \\ > 80^\circ\text{C} & \text{para } k = 2 \\ > 100^\circ\text{C} & \text{para } k = 3 \end{cases} \quad (52)$$

- Cantidad de LEDs por ensayo (antes de la limpieza de datos): $m = 25$
- Tiempos (expresados en horas) del k -ésimo ensayo en que fueron realizadas las mediciones de $\Delta u' v'$. Estos tiempos se representan en los vectores T_k ($k \in K$):

$$\begin{matrix}
T_1 = & \begin{bmatrix} 0 \\ 541 \\ 1\ 007 \\ 1\ 697 \\ 2\ 379 \\ 3\ 141 \\ 3\ 829 \\ 4\ 544 \\ 5\ 210 \\ 6\ 043 \\ 6\ 805 \\ 7\ 601 \\ 8\ 437 \\ 9\ 269 \\ 10\ 100 \end{bmatrix}^T & T_2 = & \begin{bmatrix} 0 \\ 542 \\ 1\ 009 \\ 1\ 698 \\ 2\ 370 \\ 3\ 123 \\ 3\ 811 \\ 4\ 515 \\ 5\ 181 \\ 6\ 014 \\ 6\ 776 \\ 7\ 573 \\ 8\ 407 \\ 9\ 234 \\ 10\ 070 \end{bmatrix}^T & T_3 = & \begin{bmatrix} 0 \\ 541 \\ 1\ 010 \\ 1\ 699 \\ 2\ 372 \\ 3\ 125 \\ 3\ 812 \\ 4\ 520 \\ 5\ 186 \\ 6\ 019 \\ 6\ 781 \\ 7\ 577 \\ 8\ 412 \\ 9\ 239 \\ 10\ 074 \end{bmatrix}^T
\end{matrix} \quad (53)$$

- $\Delta u'v'$ tomado en los instantes de tiempos de medición de cada uno de los LEDs en cada uno de los ensayos.

Los valores de $\Delta u'v'$ se recogen en tablas del reporte # SQETMN558007 [15], luego, con estos valores y según (6), se obtuvieron las matrices $A_k (1 \leq k \leq 3, k \in \mathbb{N})$, donde las celdas de la matriz A_k expresan los resultados de $\Delta u'v'$ del i -ésimo LED en el j -ésimo instante de tiempo durante el k -ésimo ensayo.

En dichas tablas también se recogen los valores reales de T_{s_k} (dadas en $^{\circ}C$) de los LEDs en cada ensayo, es decir $T_{s_k} \forall k \in K$, los cuales se emplearon en el método de Eyring-Weibull.

$$T_{s_k} = \begin{cases} 86,5^{\circ}C & \text{para } k = 1 \\ 88,0^{\circ}C & \text{para } k = 2 \\ 106,9^{\circ}C & \text{para } k = 3 \end{cases} \quad (54)$$

Según el paso 2 del método propuesto se analizaron cada uno de los datos, y los LEDs con valores inusuales de $\Delta u'v'$ no se consideraron en los pasos siguientes. Con el empleo de (7) a (18), se obtuvieron las matrices $E_k (k \in \mathbb{N}, 1 \leq k \leq 3)$ que muestran los resultados de $\Delta u'v'$ durante el k -ésimo ensayo, una vez depurados los datos. Los LEDs que no se seleccionaron para continuar con los siguientes pasos fueron el 5, 6, 7, 15 y 16 del ensayo 1 y el 7 del ensayo 2.

Las funciones de degradación seleccionadas fueron la bi-exponencial y la polinomial de tercer grado. La elección de estos dos modelos como “modelos candidatos” se basó en las siguientes observaciones:

- El indicador de rendimiento empleado como criterio de fallo es el cambio de cromaticidad. En la literatura consultada se observó que $\Delta u'v'$ es predecible y se puede modelar con funciones exponenciales y polinomiales [4, 16], obteniéndose buenos resultados en el ajuste de dichos modelos.
- En el caso del modelo exponencial se seleccionó el modelo de dos términos (bi-exponencial), porque la degradación del parámetro característico en estudio $\Delta u'v'$ es el resultado de dos mecanismos de falla: el amarillamiento del encapsulante y/o lente, y la desactivación fluorescente del fósforo [11, 20, 26].

Entonces, el conjunto de funciones propuestas, según (20), es:

$$\mathcal{G} = \{y_1(t), y_2(t)\} \quad (55)$$

donde $y_1(t) = \phi_1 e^{-\zeta_1 t} + \phi_2 e^{-\zeta_2 t}$ y $y_2(t) = p_1 t^3 + p_2 t^2 + p_3 t + p_4$.

Luego, se procedió a seleccionar la función de degradación según el paso 4 del método propuesto. Los análisis realizados en el software STATGRAPHICS 16 con las SCE y los R^2 , en base a las ecuaciones desde (30) a (33), mostraron que no hay evidencia suficiente para rechazar que tanto las SCE como los R^2 siguen distribuciones normales en todos los casos, excepto las SCE correspondientes a la función polinómica de tercer grado en el segundo ensayo. En la Tabla 1 y Tabla 2 se muestran los sesgos estandarizados y las curtosis estandarizadas en cada una de las pruebas de normalidad realizadas. En dichas tablas está marcado con letra roja el valor de sesgo estandarizado que se encuentra fuera del rango $x \in \mathbb{R}: -2 \leq x \leq 2$, esperado para datos provenientes de una distribución normal.

Según los resultados de (34) solo la estimación de la función bi-exponencial en el segundo ensayo tiene valores de SCE y los R^2 que cumplen con la condición de normalidad simultáneamente, por tanto, para este caso (segundo ensayo) dicha función es la función de degradación seleccionada.

Para los otros ensayos, la selección se hizo mediante comparaciones basadas en la prueba t -Student, de los SCE y R^2 , obtenidos en la estimación de los parámetros de los elementos de los conjuntos Q_1 y Q_3 de (34), (funciones bi-exponencial y polinómica de tercer grado) con los datos del primer ensayo (conjunto Q_1) y el tercer ensayo (conjunto Q_3).

Tabla 1: Sesgos estandarizados y Curtosis estandarizadas de SCE en cada una de las pruebas de normalidad realizadas

Ensayo #	Parámetro Estadístico	Función bi-exponencial	Función Polinómica de tercer grado
1	SE	0,149418	0,284418
	K_s	-1,230790	-0,559993
2	SE	1,46799	2,0378
	K_s	0,335631	-0,0683393
3	SE	0,578769	1,43369
	K_s	-0,514381	-0,561904

Tabla 2: Sesgos estandarizados y Curtosis estandarizadas de R^2 en cada una de las pruebas de normalidad realizadas

Ensayo #	Parámetro Estadístico	Función bi-exponencial	Función Polinómica de tercer grado
1	SE	-0,430380	-0,723597
	K_s	-1,462,720	0,411686
2	SE	-0,622543	-0,11171
	K_s	-0,747071	-0,46717
3	SE	-0,557432	-1,26526
	K_s	-0,195247	0,205053

Como los cardinales de Q_1 y Q_3 son $\#Q_1 = \#Q_3 = 2$, se efectuaron, en base a las hipótesis de (38), dos pruebas pareadas t -Student para el primer ensayo y dos para el tercero; considerando un $\alpha = 0,05$. En la Figura 2 y la Figura 3 se muestran los resultados de cada una de dichas pruebas, obtenidos mediante el software STATGRAPHICS 16. Además, en la Tabla 3 se exponen los intervalos de confianza del 95% para la media de cada una de las diferencias $\mu_{2k} - \mu_{1k}$ de las mencionadas pruebas pareadas. Las variables trabajadas por el software fueron las siguientes:

- **SCE_exp2_eny1 y SCE_exp2_eny3:** Variables SCE en la estimación de la función bi-exponencial con los datos del primer y tercer ensayo, respectivamente.
- **Rsquere_exp2_eny1 y Rsquere_exp2_eny3:** Variable R^2 en la estimación de la función bi-exponencial con los datos del primer y tercer ensayo, respectivamente.
- **SCE_poly3_eny1 y SCE_poly3_eny3:** Variable SCE en la estimación de la función polinómica de tercer grado con los datos del primer y tercer ensayo, respectivamente.
- **Rsquere_pol3_eny1 y Rsquere_pol3_eny3:** Variable R^2 en la estimación de la función polinómica de tercer grado con los datos del primer y tercer ensayo, respectivamente.

Prueba de Hipótesis para SSE_poly3_eny1-SSE_exp2_eny1 Media Muestral = 8.5095E-8 Mediana Muestral = 8.85E-8 Desviación Estándar de la Muestra = 4.7708E-8 <u>Prueba t</u> Hipótesis Nula: media = 0.0 Alternativa: no igual Estadístico t = 7.97679 Valor-P = 1.74982E-7 Se rechaza la hipótesis nula para alfa = 0.05.	Prueba de Hipótesis para Rsquere_pol3_eny1-Rsquere_exp2_eny1 Media Muestral = -0.0477685 Mediana Muestral = -0.05066 Desviación Estándar de la Muestra = 0.0267662 <u>Prueba t</u> Hipótesis Nula: media = 0.0 Alternativa: no igual Estadístico t = -7.98123 Valor-P = 1.73543E-7 Se rechaza la hipótesis nula para alfa = 0.05.
---	---

Figura 2: Resultados obtenidos con el software STATGRAPHICS 16 en las pruebas pareadas *t*-Student con los SCE y R^2 correspondientes al primer ensayo.

Prueba de Hipótesis para SSE_poly3_eny3-SSE_exp2_eny3 Media Muestral = 1.098E-7 Mediana Muestral = 1.03E-7 Desviación Estándar de la Muestra = 8.04632E-8 <u>Prueba t</u> Hipótesis Nula: media = 0.0 Alternativa: no igual Estadístico t = 6.82299 Valor-P = 4.67389E-7 Se rechaza la hipótesis nula para alfa = 0.05.	Prueba de Hipótesis para Rsquere_pol3_eny3-Rsquere_exp2_eny3 Media Muestral = -0.0169036 Mediana Muestral = -0.01632 Desviación Estándar de la Muestra = 0.0129259 <u>Prueba t</u> Hipótesis Nula: media = 0.0 Alternativa: no igual Estadístico t = -6.53867 Valor-P = 9.20249E-7 Se rechaza la hipótesis nula para alfa = 0.05.
---	---

Figura 3: Resultados obtenidos con el software STATGRAPHICS 16 en las pruebas *t*-Student con las SCE y los R^2 correspondientes al tercer ensayo

Tabla 3: Intervalos de confianza del 95.0% para la media de cada una de las diferencias $\mu_{2k} - \mu_{1k}$ de las pruebas pareadas *t*-Student realizadas.

$\mu_{2k} - \mu_{1k}$	Intervalo
SCE_poly3_eny1-SCE_exp2_eny1	[6,27669E-8;1,07423E-7]
Rsquere_pol3_eny1-Rsquere_exp2_eny1	[-0,0602955; -0,0352415]
SCE_poly3_eny3-SCE_exp2_eny3	[7,65863E-8;1,43014E-7]
Rsquere_pol3_eny3-Rsquere_exp2_eny3	[-0,0222392; -0,011568]

En la Figura 2 y la Figura 3 se observa que se rechaza H_0 en las cuatro pruebas pareadas *t*-Student; al aplicar, para cada uno de los casos, las consideraciones de la 1 a la 3 presentadas en la sección 3.2.4, se llega a la conclusión de que, tanto para el primer ensayo como para el tercero, la función de degradación más recomendable entre las dos funciones candidatas propuestas, es la función bi-exponencial. Finalmente, a partir de los resultados obtenidos en la ejecución de este paso, las funciones de degradación seleccionadas para cada uno de los tres ensayos son:

$$D_k(t) = \phi_1 e^{-\zeta_1 t} + \phi_2 e^{-\zeta_2 t} \quad \forall k: k \in \mathbb{N}^+, k \leq 3 \quad (56)$$

Luego, para el *i*-ésimo LED en el *k*-ésimo ensayo, la función de degradación es:

$$D_{ik}(t; \theta_{ik}) = \phi_{1i} e^{-\zeta_{1i} t} + \phi_{2i} e^{-\zeta_{2i} t} \quad \forall k: k \in \mathbb{N}^+, k \leq 3 \quad (57)$$

donde g_{ik} es la función g_k del *i*-ésimo LED y $\theta_{ik} = (\phi_{1i}, \zeta_{1i}, \phi_{2i}, \zeta_{2i})$ es el vector de parámetros de g_{ik} . Los pseudotiempo hasta el fallo se determinaron a partir de (41), empleando como datos los vectores de parámetros $\hat{\theta}_{ik}$ de la función bi-exponencial. Los cálculos fueron realizados a través de rutinas que se

programaron en MATLAB (versión R2015a). En la Tabla 4 se exponen los resultados obtenidos. La estimación de los parámetros $\hat{\eta}_k$ y $\hat{\beta}_k$ de la distribución de Weibull se realizó empleando el Método de Estimación de Máxima Verosimilitud (MEMV) implementado en el MATLAB. En la Tabla 5 se exponen los resultados obtenidos.

Tabla 4: Seudotiempo hasta el fallo (expresados en horas) de los LEDs que no fueron eliminados en la limpieza de los datos.

LED	Ensayo #:			LED	Ensayo #:		
	1	2	3		1	2	3
1	46685	23953	30854				
2	45361	28228	30468	14	50441	28905	19081
3	60368	31880	37820	15		33024	29868
4	69674	36795	29192	16		49136	22146
5		29913	25735	17	56365	35334	20146
6		27281	23803	18	44478	29503	29582
7			26142	19	50649	38240	21238
8	45825	33016	24810	20	55876	34239	28431
9	65762	32504	30262	21	59214	38307	19417
10	50394	32125	26745	22	53218	33882	15518
11	42259	30725	20257	23	48314	37258	17295
12	65978	29738	27143	24	48011	30885	19399
13	55015	30330	27340	25	47692	30687	20401

Tabla 5: Resultados de la estimación de los parámetros de la distribución de Weibull de los pseudotiempo hasta el fallo.

Ensayos #	$\hat{\eta}_k$	$\hat{\beta}_k$	K-S	Valor crítico
1: ($T_{s1} = 86, 5^{\circ}\text{C}; I_1 = 100\text{mA}$)	56497,5	7,05393	0,17960	0,18970
Ensayo 2 2: ($T_{s2} = 88, 0^{\circ}\text{C}; I_1 = 150\text{mA}$)	34922,6	5,98724	0,16220	0,17410
3: ($T_{s3} = 106, 9^{\circ}\text{C}; I_1 = 150\text{mA}$)	27052,1	5,1387	0,11090	0,17080

Las pruebas de bondad de ajuste K-S se realizaron siguiendo las hipótesis de (42) y considerando un nivel de significancia $\alpha = 0,05$; sus resultados también se exponen en la Tabla 5; para los tres ensayos, el estadístico de la prueba (K-S) es menor que el valor crítico, por lo que no existe suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis de que los pseudotiempo hasta el fallo siguen una distribución de Weibull con un nivel de confianza de 95%. Por tanto, dicha distribución puede ser empleada para evaluar la confiabilidad de la muestra de LEDs estudiada.

Al sustituir en (44), el parámetro $\hat{\eta}_k$ y los valores de temperatura T_s y corriente en cada uno de los ensayos, se obtuvo el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned}
 \hat{A} \times 0,1^{-\hat{n}} \times e^{\frac{\hat{E}_a}{0,00008617 \times 359,65}} &= 56497 \\
 \hat{A} \times 0,15^{-\hat{n}} \times e^{\frac{\hat{E}_a}{0,00008617 \times 361,15}} &= 34923 \\
 \hat{A} \times 0,15^{-\hat{n}} \times e^{\frac{\hat{E}_a}{0,00008617 \times 380,05}} &= 27052
 \end{aligned} \tag{58}$$

La solución de (58) se obtuvo mediante métodos numéricos implementados en MATLAB (versión R2015a). Los

resultados alcanzados son:

$$\hat{A} = 23,9293 \quad \hat{n} = 1,1336 \quad \hat{E}\hat{a} = 0,1598 \quad (59)$$

Al sustituir en las ecuaciones desde (45) a (48) los parámetros del modelo de Eyring y el valor de $\hat{\beta} = 6,0600$ (calculado a partir de (49) y de los parámetros $\hat{\beta}_k$ de la Tabla 5), se obtuvieron los modelos de varios índices de confiabilidad en función de la temperatura y la corriente, como las funciones $R(t, T, I)$, $F(t, T, I)$ y $\lambda(t, T, I)$ cumpliéndose el objetivo fundamental de la ejecución del método propuesto con la muestra de LEDs estudiadas.

$$R(t, T, I) = e^{-\left(\frac{t}{23,9293 \times I^{-1,1336} \times e^{\frac{1854,4737}{T}}}\right)^{6,0600}} \quad (60)$$

$$F(t, T, I) = 1 - e^{-\left(\frac{t}{23,9293 \times I^{-1,1336} \times e^{\frac{1854,4737}{T}}}\right)^{6,0600}} \quad (61)$$

$$\lambda(t, T, I) = \frac{6,0600 \cdot t^{5,0600}}{\left(23,9293 \times I^{-1,1336} \times e^{\frac{1854,4737}{T}}\right)^{6,0600}} \quad (62)$$

En la Figura 4 y la Figura 5 se muestran los gráficos obtenidos en MATLAB de las funciones de confiabilidad y distribución, respectivamente, para condiciones normales de funcionamiento, recomendadas por el fabricante NICHIA CORPORATION para el LED NF2L757DR.

También, mediante (48) se obtuvo el tiempo medio hasta el fallo (MTTF) en función de la temperatura y la corriente. En la Figura 6 se representa dicho índice de confiabilidad para corrientes de 100, 150 y 180 mA, las dos primeras recomendadas por el fabricante, y la última, un valor cercano al límite máximo permitido por éste (200 mA). A modo de ejemplo, se determinó que el MTTF para una corriente de 150 mA y una temperatura de 30°C es de 86 563 horas.

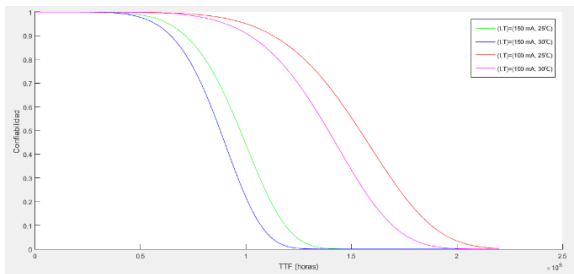


Figura 4: Función de confiabilidad del LED NF2L757DR para varias condiciones normales de operación

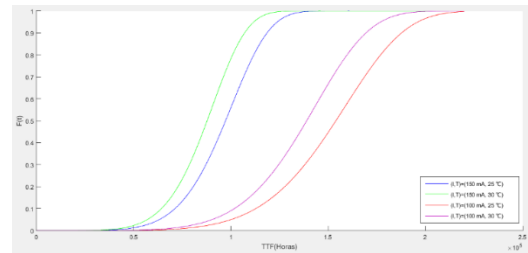


Figura 5: Función de distribución del LED NF2L757DR para varias condiciones normales de operación.

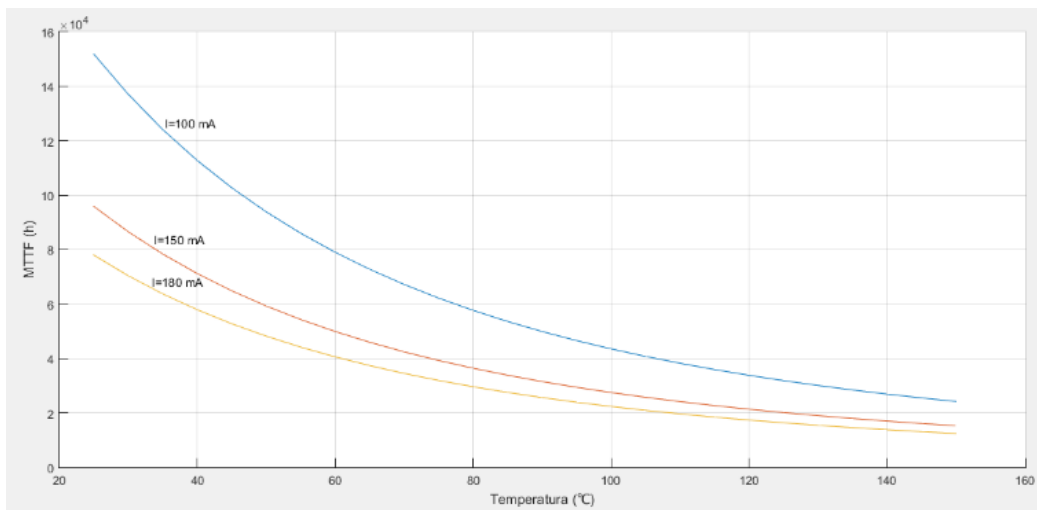


Figura 6: MTTF del LED NF2L757DR para para corrientes de 100, 150 y 180 mA.

En las figuras anteriormente mostradas puede observarse, tal como se reporta en la literatura, que un aumento de la temperatura y/o de la corriente en los LEDs, implica una disminución en la confiabilidad y, por consiguiente, en el valor del MTTF.

5. CONCLUSIONES

En este artículo se desarrolló, a partir de la integración de métodos basados en la física de las fallas (PoF) y métodos basados en datos (D-D), un nuevo método para la predicción de la confiabilidad de LEDs de alta potencia empleados en iluminación, sobre la base del cambio de color como modo de falla, y que tiene en cuenta los valores de temperatura y corriente. Además, incluye adicionalmente, otros indicadores de confiabilidad, como la función de confiabilidad, el tiempo medio hasta el fallo y la función de riesgo, no incluidos en los métodos propuestos por las normas IES TM-21-11 e IES TM-35-19.

El método propuesto brinda la posibilidad de analizar dos funciones para el análisis de la degradación y escoger la de mejores resultados. Esto constituye un aporte, al igual que el procedimiento desarrollado y aplicado para lograrlo: la selección de modelos de degradación mediante comparaciones basadas en la prueba *t*-Student, de los SCE y R^2 obtenidos en la estimación de los parámetros de las funciones candidatas a degradación.

RECEIVED: JUNE, 2022.

REVISED: JULY, 2023.

REFERENCIAS

- [1] ANSI/IES LM-80-20 – (2020): Measuring Luminous Flux and Color Maintenance of LED Packages, Arrays, and Modules: 2020. <https://store.ies.org/product/lm-80-20-approved-method-measuring-luminous-flux-and-color-maintenance-of-led-packages-arrays-and-modules/>. Accessed: 2022-03-04.
- [2] BECIROVIC, V., HELAC, V., ARSLANAGIC, B. and SAMIC, H. (2019): Effects on LEDs during the Accelerated Ageing Test. **2019 18th International Symposium INFOTEH-JAHORINA (INFOTEH)** (Mar. 2019), 1–6.
- [3] CAO, H., MA, Z., SUN, B., SUN, X., YANG, C., LI, X., WANG, J. AND ZHAO, L. (2018): Composite degradation model and corresponding failure mechanism for mid-power GaN-based white LEDs. **AIP Advances**. **8**, **6**, 065108. DOI:<https://doi.org/10.1063/1.5027783>.
- [4] DAVIS, J.L., MILLS, K.C., BOBASHEV, G., ROUNTREE, K.J., LAMVIK, M., YAGA, R. AND JOHNSON, C. (2018): Understanding chromaticity shifts in LED devices through analytical models. **Microelectronics Reliability**. **84**, 149–156.
- [5] DRIEL, van., W.D., BEIJER, J.G.J., BIKKER, J.W., van BLOKLAND, C.H.M., ANKOMAH, C. AND JACOBS, B. (2018): Color maintenance prediction for LED-based products. **(2018): 19th International Conference on Thermal, Mechanical and Multi-Physics Simulation and Experiments in Microelectronics and Microsystems (EuroSimE)**, 1–6.
- [6] GUO-GUANG, L., GAN-XIONG, L. AND BIN, Y. (2018): Prognostics and Health Management Technology of LED Lamp. **2018 19th International Conference on Electronic Packaging Technology (ICEPT)**, 1273–1277.
- [7] HAMON, B., MERELLE, T. AND BATAILLOU, B. (2018): LED Early Failures: Detection, Signature, and Related Mechanisms. **Solid State Lighting Reliability Part 2: Components to Systems**. W.D. van Driel, X. Fan, and G.Q. Zhang, eds. Springer International Publishing. 49–75.
- [8] HEGEDÜS, J., HANTOS, G. AND POPPE, A. (2020.): Lifetime Modelling Issues of Power Light Emitting Diodes. **Energies**. **13**, **13**, 3370. DOI:<https://doi.org/10.3390/en13133370>.
- [9] HU, L., LI, L. AND HU, Q. (2017): Degradation Modeling, Analysis, and Applications on Lifetime Prediction. **Statistical Modeling for Degradation Data**. D.-G. (Din) Chen, Y. Lio, H.K.T. Ng, and T.-R. Tsai, eds. Springer. 43–66.
- [10] IBRAHIM, M.S., FAN, J., YUNG, W.K.C., WU, Z. AND SUN, B. (2019): Lumen Degradation Lifetime Prediction for High-Power White LEDs Based on the Gamma Process Model. **IEEE Photonics Journal**. **11**, **1–16**. DOI:<https://doi.org/10.1109/JPHOT.2019.2950472>.
- [11] IQBAL, F., KIM, S. AND KIM, H. (2017): Degradation of phosphor-in-glass encapsulants with various phosphor types for high power LEDs. **Optical Materials**. **72**, 323–329.

- [12] JUÁREZ, M.A., VÁZQUEZ, ANA.P., SANTILLÁN, R., LÓPEZ, A.R., VÁZQUEZ, G. AND SOSA, J.M. (2020): Study of Light Degradation in High Power LEDs as a Function of the Feeding Waveform. **2020 IEEE International Autumn Meeting on Power, Electronics and Computing (ROPEC)**, 1–6.
- [13] LI, J., WANG, J., YI, X., LIU, Z., WEI, T., YAN, J. AND XUE, B. (2020): Basic Principles of LED. **III-Nitrides Light Emitting Diodes: Technology and Applications**. J. Li, J. Wang, X. Yi, Z. Liu, T. Wei, J. Yan, and B. Xue, eds. Springer. 7–18, Berlin.
- [14] NELSON, W. (2004): **Accelerated testing : statistical models, test plans, and data analyses**. Wiley & Sons, Inc., N. York.
- [15] NICHIA CORPORATION (2014): **LM-80 TEST REPORT**, SQETMN558007. (2014), 47.
- [16] PADMASALI, A.N. AND KINI, S.G. (2017): LED life prediction based on lumen depreciation and colour shift. **Lighting Research and Technology**. 49, , 84–99. DOI:<https://doi.org/10.1177/1477153515593580>.
- [17] QIAN, C., FAN, J.J., FAN, X. AND ZHANG, G.Q. (2018): Advances in Reliability Testing and Standards Development for LED Packages and Systems. **Solid State Lighting Reliability Part 2: Components to Systems**. W.D. van Driel, X. Fan, and G.Q. Zhang, eds. Springer International Publishing. 77–114.
- [18] QU, X., WANG, H., ZHAN, X., BLAABJERG, F. AND CHUNG, H.S.-H. (2017): A Lifetime Prediction Method for LEDs Considering Real Mission Profiles. **IEEE Transactions on Power Electronics**. 32, 11 8718–8727. DOI:<https://doi.org/10.1109/TPEL.2016.2641010>.
- [19] SSL FORECAST REPORT (2017): <https://www.energy.gov/eere/ssl/ssl-forecast-report>. Accessed: 2022-03-03.
- [20] SUN, B., JIANG, X., YUNG, K.-C., FAN, J. AND PECHT, M.G. (2017): A Review of Prognostic Techniques for High-Power White LEDs. **IEEE Transactions on Power Electronics**. 32, 6338–6362.
- [21] TSAI, C.-C., LIN, C.-T. AND BALAKRISHNAN, N. (2017): A Survey of Modeling and Application of Non-destructive and Destructive Degradation Tests. **Statistical Modeling for Degradation Data**. D.-G. (Din) Chen, Y. Lio, H.K.T. Ng, and T.-R. Tsai, eds. Springer. 105–124.
- [22] VERMA, A.K., AJIT, S. AND KARANKI, D.R. (2016): Basic Reliability Mathematics. **Reliability and Safety Engineering**. A.K. Verma, S. Ajit, and D.R. Karanki, eds. Springer. 19–73.
- [23] VOS, T., DEN BREEIJEN, P. AND VAN DRIEL, W.D. (2018): Quality and Reliability in Solid-State Lighting: Qua Vadis? **Solid State Lighting Reliability Part 2: Components to Systems**. W.D. van Driel, X. Fan, and G.Q. Zhang, eds. Springer International Publishing. 1–13.
- [24] WANG, T. AND HOU, Y. 2017. Nanofabrication of III-Nitride Emitters for Solid-State Lighting. **Handbook of Solid-State Lighting and LEDs**. CRC Press, Boca de Raton.
- [25] YANG, X., SUN, B., WANG, Z., QIAN, C., REN, Y., YANG, D. AND FENG, Q. (2018): An Alternative Lifetime Model for White Light Emitting Diodes under Thermal–Electrical Stresses. **Materials**. 11,, 817. DOI:<https://doi.org/10.3390/ma11050817>.
- [26] YAZDAN MEHR, M., VAN DRIEL, W.D. AND ZHANG, G.Q. (2018): Reliability and Lifetime Assessment of Optical Materials in LED-Based Products. **Solid State Lighting Reliability Part 2: Components to Systems**. W.D. van Driel, X. Fan, and G.Q. Zhang, eds. Springer International Publishing. 115–139.
- [27] YE, Z.-S. AND XIE, M. (2015): Stochastic modelling and analysis of degradation for highly reliable products. **Applied Stochastic Models in Business and Industry**. 31, 16–32.
- [28] ZHANG, S.-U. (2018): Long-Term Reliability Prediction of LED Packages Using Numerical Simulation. **Solid State Lighting Reliability Part 2: Components to Systems**. W.D. van Driel, X. Fan, and G.Q. Zhang, eds. Springer International Publishing. 503–525.
- [29] ZHUANG, Y., WANG, Y., YANG, B., LI, Z., YANG, L. AND ZOU, J. (2017): Study on the mechanism of color coordinate shift of LED package. **Journal of Semiconductors**. 38, 7, 074006. DOI:<https://doi.org/10.1088/1674-4926/38/7/074006>.