

Estudio de Fiabilidad mediante test de vida acelerados

Control Estadístico de la calidad. Curso 2010-2011

Leyenda Rodríguez, María

# Índice

<b>1. Introducción</b>	<b>2</b>
<b>2. Un simple modelo de tasa de uso para predecir el campo de fiabilidad</b>	<b>3</b>
2.1. Un problema con componente A . . . . .	3
2.2. Un modelo de tasa de uso para la fiabilidad de campo . . . . .	4
<b>3. Problema de fiabilidad Aparato-B</b>	<b>6</b>
3.1. Introducción al nuevo problema . . . . .	6
3.2. Aparato B, análisis de los datos de campo iniciales . . . . .	7
3.3. Aparato B, comparación de los datos de campo y ALT . . . . .	8
<b>4. Un modelo de tasa de uso con múltiples mosos de fallo</b>	<b>11</b>
4.1. Distribuciones de ciclos hasta el fallo y Distribución del tiempo de servicio condicionado . . . . .	11
4.2. Distribución conjunta de tasa de uso y distribución conjunta del tiempo de servicio	11
<b>5. Estimación mediante máxima verosimilitud para un modelo de tasa de uso con múltiples fallos</b>	<b>13</b>
5.1. Notación . . . . .	13
5.2. Verosimilitud . . . . .	14
5.3. Estimación de cdf del aparato B con dos modos de fallo activos . . . . .	15
5.4. Expresiones de verosimilitud para el caso especial Lognormal /Lognormal . . . . .	15
5.5. La correlación entre las tasas de uso de diferentes modos de fracaso . . . . .	16
<b>6. Resultados de máxima verosimilitud para el electrodoméstico B</b>	<b>18</b>
<b>7. Predicción de fiabilidad del nuevo aparato B diseñado</b>	<b>19</b>
7.1. Cambios en el diseño . . . . .	19
7.2. Cdf estimada del tiempo de fallo para el nuevo diseño del aparato B . . . . .	20
7.3. Supuestos para la Predicción de fiabilidad de campo . . . . .	21
<b>8. La importancia de usar modelos de correlación correctos con modos de fallo competitivos</b>	<b>23</b>
<b>9. Conclusiones y áreas para futuras investigaciones</b>	<b>25</b>

# 1. Introducción

A menudo, un producto fabricado experimentará un mayor número de devoluciones en garantía de las esperadas. La causa suele remontarse a una debilidad sin analizar en el diseño del producto o inesperadas condiciones ambientales perjudiciales. Por lo general, un cambio de ingeniería para corregir el problema es fácil de implementar. Aunque los detalles de la situación puede variar mucho, invariantes test acelerados de vida (ALTs) para evaluar el efecto de los cambios vienen acompañados de una pregunta de gestión que dice algo así: Después de estos cambios que se hacen, ¿qué proporción de nuestro futuro producto será devuelta por el servicio de garantía?

En este trabajo mostraremos un simple modelo de tasas de uso y mostraremos cómo se puede utilizar con los datos de ALT para predecir el comportamiento en el campo de un componente en un aparato. En segundo lugar, presentaremos un segundo ejemplo, de un aparato diferente, aparato-B, que tenía dos causas de fracaso. A continuación mostraremos cómo extender el modelo de tasa de uso de productos con múltiples modos de fallo. También presentaremos métodos de máxima verosimilitud (ML) para estimar el modelo de tasa de uso de productos con múltiples modos de fallo, así como de un resumen de la ML resultados de la estimación para el aparato-B. Complementaremos el estudio describiendo la forma en que utilizar el el modelo de tasa de uso de productos con múltiples modos de fallo para las predicciones de fiabilidad de cambios en el diseño propuesto a un dispositivo de la turbina en el aparato-B y investigando la importancia de la correcta cuantificar la dependencia entre los modos de fallo. Finalmente comentaremos las conclusiones obtenidas y describiremos las áreas de mayor de investigación.

## 2. Un simple modelo de tasa de uso para predecir el campo de fiabilidad

En primer lugar, usaremos un modelo de tasa de uso para predecir la vida de un componente en el campo. Más adelante, presentaremos una generalización de este modelo de predicción más complicada problemas con dos modos de fallo.

- Número de ciclos de aterrizaje-despegue de un motor a reacción o un fuselaje.
- Número de ciclos de encendido para un componente electrónico que falla de un proceso térmico-fatiga.
- Dosis de UV, que es proporcional al número de fotones golpeando la superficie, por un tema de revestimiento para la fotodegradación.
- El número de millas conducidas por un motor de automóvil.
- Número de conjuntos de páginas impresas por una impresora o una copiadora. Un conjunto puede ser definido como el número medio de páginas impresos por día en la población de los clientes del producto, y por lo tanto pueden diferir de un producto a otro dentro de una empresa.

Tengamos en cuenta que mientras que la definición de uso dependerá del mecanismo de falla, la definición de escala de tiempo (por ejemplo, horas frente a días) es un tanto arbitraria y, en general se establece para hacer más fácil para interpretar los resultados de ALT.

### 2.1. Un problema con componente A

Un electrodoméstico estaba experimentando una tasa de garantía mayor de la esperada. La causa principal de ello era un defecto de diseño en un componente particular que llamamos componente A. Un cambio de diseño espera alargar la vida del componente A; se hizo el cambio, y se empleo un ALT diseñado para estimar la vida útil de las unidades fabricadas en el nuevo diseño. Los ingenieros responsables de la fiabilidad de este producto proporciona la siguiente información:

- El modo de falla que se ve en el campo puede ser reproducido con exactitud en el banco de pruebas ALT funcionando a ciclo aumento ritmo y sigue muy de cerca las condiciones de funcionamiento del componente cuando se instala en el aparato.
- La tasa de aumento de ciclo fue escogida para ser lo suficientemente alta a la hora de proporcionar resultados de la prueba en un tiempo razonable, pero no tan elevada como para cambiar la distribución de los ciclos a falta de componente A. En particular, el componente A se le dio suficiente tiempo de enfriamiento entre cada ciclo de prueba.

- La distribución de ciclos hasta el fallo puede ser estimada con buena precisión de un número relativamente pequeño de unidades de prueba, porque bajo las condiciones de laboratorio cuidadosamente controladas, existe una variabilidad relativamente baja en el número de ciclos de fallo necesarios para que el componente A(en comparación con la variabilidad en los datos semanales de fallo a causa del campo).
- El número medio de usos por semana del aparato varía entre los hogares de acuerdo a una distribución que se obtiene a partir de datos de la encuesta de la compañía departamento de marketing. En (Figura 1) se muestra un histograma de la ciclos estimado por la distribución de semana. La distribución es una distribución lognormal discretizada, truncada a los 20 usos;el número de hogares con más de 20 usos por semana fue insignificante.

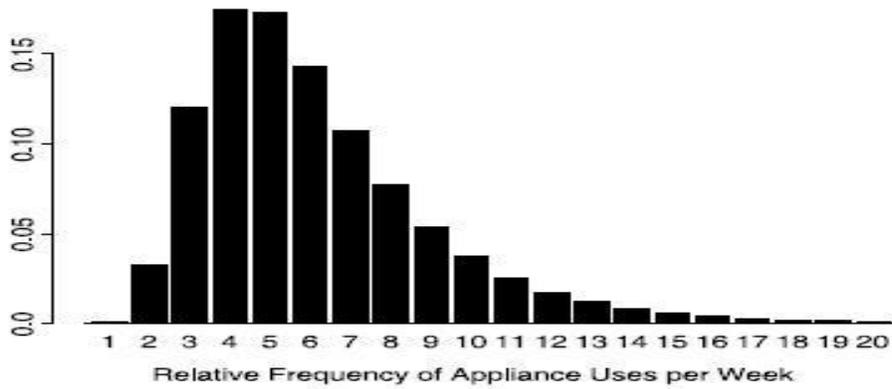


Figura 1: Distribución de la tasa de uso del componente A. Distribución lognormal discretizada

## 2.2. Un modelo de tasa de uso para la fiabilidad de campo

Supongamos que la distribución de los ciclos hasta el fallo del componente en un ALT tiene una distribución log-localización escala

$$F_C(c) = Pr(C \leq c) = \Phi \left[ \frac{\log(c/\eta_C)}{\sigma_C} \right] = \Phi \left[ \frac{\log(c) - \log(\eta_C)}{\sigma_C} \right] \quad (1)$$

- $\Phi$  es una función de distribución acumulada completamente especificada. Importante casos especiales de la familia de log-localización y escala son Weibull y distribución lognormal (Como se describe en, por ejemplo, Meeker y Escobar, 1998, cap. 4).
- $\eta_C$  es un parámetro de escala que tiene unidades de ciclos de prueba (o de otro tipo unidades de tiempo de ensayo, como se describe anteriormente), utilizados en el ALT. Este parámetro es la mediana de la distribución lognormal y la aproximación de 0,63 cuantil de la distribución de Weibull

- $\sigma_C$  es un parámetro de difusión o la forma.

Supongamos también que la distribución de las tasas del promedio de uso  $R$  (Ciclos por unidad de tiempo, por ejemplo, los usos por semana) en los hogares puede ser descrita por una distribución discreta mediante los posibles valores  $R = (R_1, R_2, \dots, R_k)$  y las probabilidades correspondientes  $\Pi = (\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_k)$  donde  $\sum_{i=1}^k \Pi_i = 1$  (similar a la Figura 1). Si un ciclo de pruebas en un ALT tiene el mismo efecto en la vida como un ciclo de servicio de uso, a continuación, la fracción de fallo en el tiempo  $t$  real en la población producto (por ejemplo, las semanas en el servicio) puede ser descrito por la distribución de la mixtura finita.

$$F(t; \eta_C; \sigma_C; \Pi; R) = Pr(T \leq t) = \sum_{i=1}^k \Pi_i \phi \left[ \frac{\log(R_i \times t / \eta_C)}{\sigma_C} \right] \quad (2)$$

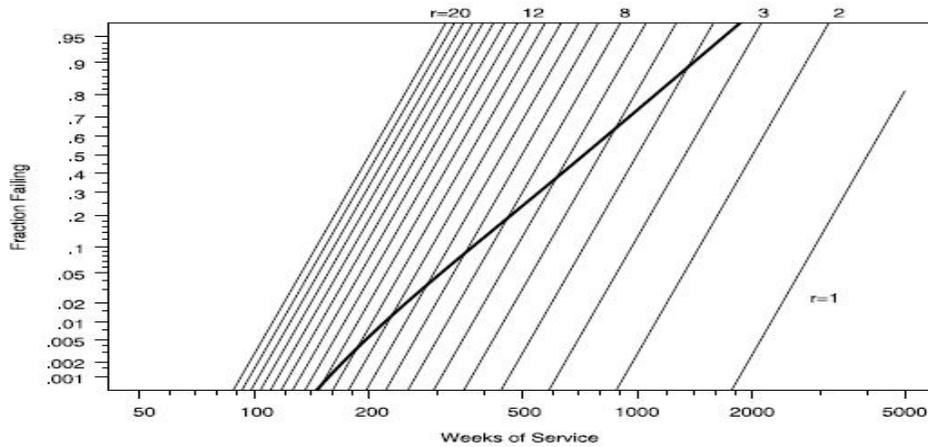


Figura 2: Fracción de fallo como una función de semanas en servicio  $F(t; \eta_C; \sigma_C; \Pi; R)$  para la componente A como un promedio ponderado condicional de distribuciones de campo a tasa constante

En (Figura 2) se muestra una distribución mixtura. Cada paralelo representa una estimación ML, basada en los resustados ATL de la componente A, de la función de distribución lognormal, condicionada a un valor determinado de ciclos por semana ( $r = 1, 2, \dots, 20$ ). La curva va a pasar por las líneas correspondientes a las estimaciones ML de la distribución mixtura (2), dando una incondicional función de distribución acumulada como una función de las semanas en servicio, basado en la distribución de la tasa de uso que se muestra en (Figura 1). Tenga en cuenta que la curva se eleva más lentamente que las líneas paralelas, lo que indica que la distribución de las semana de fallo para la población producto de campo tendrá más variabilidad que la distribución con un número constante de ciclos por semana.

También es posible utilizar una distribución de mixtura continua para describir un modelo de tasa usual, pero es la mixtura discreta especialmente útil para explicar el concepto a los ingenieros y otros que no han sido expuestos a la mezcla de distribuciones continuas. Una característica

útil de las distribuciones de mixtura continua es que una mixtura de distribuciones lognormal de distribuciones lognormal es de nuevo una distribución logarítmica normal. En (Figura 2), vemos que debido a que la curva correspondiente a (2) es casi una línea recta, una mixtura lognormal discretizada de distribuciones lognormales es de aproximadamente lognormal.

## 3. Problema de fiabilidad Aparato-B

### 3.1. Introducción al nuevo problema

El modelo que describiremos a continuación viene motivado por un problema de fiabilidad del producto al que llamaremos electrodoméstico B. B tenía un componente del dispositivo de la turbina que estaba fallando a mayor ritmo de lo esperado. La garantía del aparato B se había basado en los resultados experimentales de los ciclos medio hasta el fallo de un ALT estándar industrial y alguna subjetiva tasa de uso media, información que había sido proporcionada por el departamento de marketing de la compañía. La prueba estándar de la industria fue conocida por producir un modo de fallo crack. Durante la investigación de por qué el número de unidades que fueron devueltos por el servicio de garantía fue mayor de lo esperado, se descubrió que menos del 20 % de las unidades devueltas para reparación en garantía había fallado a causa de una grieta, y los otros habían fallado a causa del desgaste. La (Tabla3) resume los datos. La unidad de tiempo es el día en los datos del servicio de garantía y los ciclos de uso para los datos de ALT. En realidad, 12 modos de falla diferentes se había observado desde los rendimientos de campo, pero estos se reagruparon en dos categorías grieta y desgaste, debido a la similitud de los modos de fallo dentro de cada categoría. Además, los ingenieros estudiaron los fracasos concluyendo que dos diferentes mecanismos fueron involucrados en los modos de fallo la grieta y el desgaste. En particular, la ALT estándar industrial produce el fallo grieta cuando estamos ante una sustancial carga adicional en el componente del dispositivo de la turbina. Posteriormente, la compañía llevó a cabo otra ALT en el que el dispositivo de la turbina fue ejecutado continuamente usando la cantidad de carga que usualmente se observa en la aplicación real. Este ALT siempre genera fallos de desgaste. A partir de este conocimiento y otros esfuerzos de modelado físico, los ingenieros llegaron a la conclusión de que para la gran mayoría de los modos de fallo se genera desgaste producido por el uso habitual que se realiza del producto, pero el modo de fallo grieta se debe principalmente por un abuso del producto debido a la sobrecarga. Por razones prácticas, debido a como suele ser usado el electrodoméstico B, tendría ue haber diseñado de forma más robusta para hacer frente a una cantidad de abuso razonable. diseñado para ser resistente a una cantidad razonable de abuso.

#### **Ejemplo**

Consideremos una lavadora centrifugando. Un tambor diseñado adecuadamente sufrirá desgaste durante un funcionamiento normal la operación. Finalmente, después de mucho tiempo, la cantidad de desgaste se acumulan, y el tambor de un error. Por otro parte, si la carga en la lavadora es asimétrica (en un lado o la otra del tambor) cuando funciona en modo rotación, entonces el rodamiento experimentará un mucho mayor de lo habitual. No podemos esperar que el producto le dure tanto alguien que no tiene cuidado de permitir que la máquina para no se encuentre en la

condición desequilibrada mucho tiempo, como a alguien que sí tenga cuidado.

Table 1. Summary of the appliance B warranty data and ALT

Data source	Failure mode	Number of units	Five-point summary*				
			min	Quantiles			max
				0.25	0.50	0.75	
Warranty	Wear	93	53	205	278	389	641
	Crack	20	76	224	286	439	588
	Censored	4,615	6	169	320	449	728
Constant-run ALT	Wear	8	98	157	325	542	686
	Censored	2	796	796	796	796	796
Over-load ALT	Crack	20	218	323	459	482	483

\*Units are days for the warranty data and cycles for the alt data.

Figura 3: Resumen de los datos de garantía y ATL del electrodoméstico B

### 3.2. Aparato B, análisis de los datos de campo iniciales

Aparato B tenía una garantía de 2 años. Las unidades en la población de productos habían sido insertadas en el campo con el tiempo (entrada de forma escalonada). A la fecha de congelación de los datos, 448 unidades han estado en servicio más de 600 días, y 57 unidades han estado en servicio más de 700 días. La garantía después de dos años (730 días) se considera poco fiable, ya que los clientes tenían otras opciones para reparar el aparato B, y la compañía no tenía información sobre las unidades que fueron reparadas a través de canales alternativos (aparte de la presunción de que había sobrevivido a dos años sin fallos). Así, los datos disponibles consisten en tiempos de fallo para las unidades que había fracasado en sus primeros 2 años de servicio y tiempo en funcionamiento (con un máximo de 2 años) para las unidades que no habían fallado antes de la fecha de congelación de los datos. Un pequeño número de las unidades se habían devuelto más de una vez, pero analizaremos sólo los tiempos de primer fracaso. En (Figura 4) se representa una probabilidad lognormal que muestra las estimaciones no paramétricas de los distribuciones marginales de la grieta y el desgaste de las distribuciones de tiempo de interrupción. La (Figura 4) muestra también las correspondientes estimaciones de ML de las marginales distribuciones paramétricas calculadas bajo el supuesto de que la grieta y el desgaste de los modos de fallo independientes en el campo de datos. Los ingenieros del aparato B se confían en que los modos de fallo de grieta y desgaste podrían ser adecuadamente modelados como ATL independientes. Otra forma de verlo es que los modos de fallo son independientes, condicionado a una tasa de uso fijo. Como se explica en detalle en la siguiente sección, sin embargo, la variabilidad en las tasas de uso en el campo induce una cierta correlación entre las variables aleatorias grietas y el desgaste en el tiempo. El importe de la relación depende de la variabilidad de las distribuciones de tasa de uso.

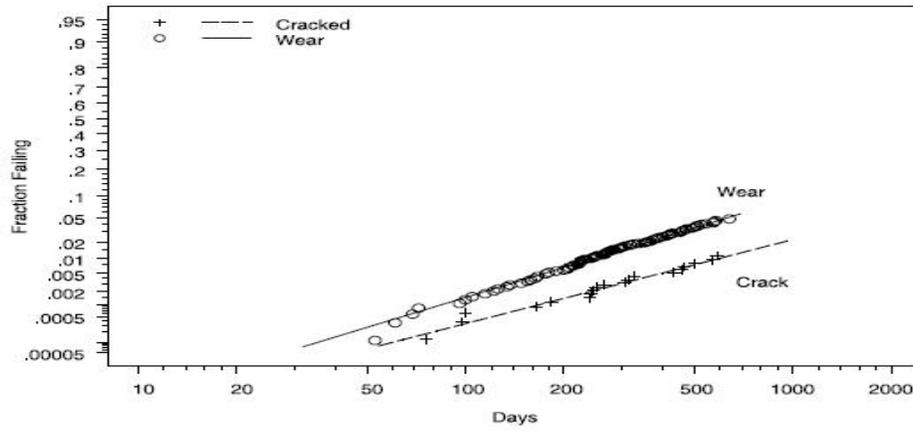


Figura 4: Representación de la probabilidad Lognormal del aparato B considerando que los modos de fallo de desgaste y grietas son independientes en el campo.

### 3.3. Aparato B, comparación de los datos de campo y ALT

(Figura 5) es una gráfica de probabilidad lognormal que compara el modo de fallo de desgaste en garantía y la velocidad constante de ALT que genera el modo de fallo desgaste.

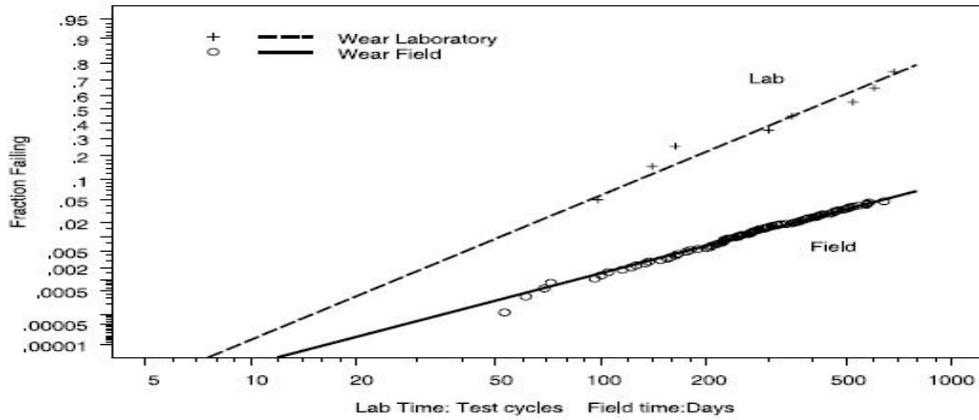


Figura 5: Representación probabilidad lognormal compara el desgaste de ALT (sin carga en ciclo test continua) y el desgaste de campo mediante estimaciones Kaplan-Meier para el aparato B. Los ajustes corresponden a los independientes ( $\rho = 0$ ) modelo bidimensional lognormal / lognormal tasa de uso

(Figura 6) es una gráfica similar probabilidad lognormal comparar el modo de fallo grieta en modo de garantía y el estándar de la industria ALT (pista permanente con sobrecarga) que genera el modo de fallo grieta.

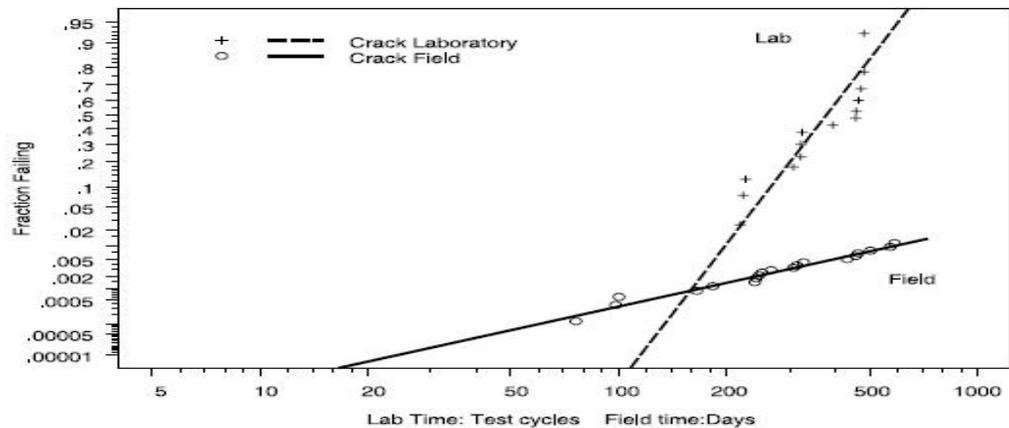


Figura 6: Representación probabilidad lognormal compara la grieta de ALT (con carga en ciclo test continua) y grieta de campo mediante estimaciones Kaplan-Meier para el aparato B. Los ajustes corresponden a los independientes ( $\rho = 0$ ) modelo bidimensional lognormal / lognormal tasa de uso

Como se indica en la sección 2.1, una vez que una medida de uso es elegida de un modo particular de falla, la definición exacta del tiempo escala para un ALT es algo arbitrario, siempre y cuando la variable es proporcional a la medida definida de uso. La definición de un "ciclo de uso" para los datos ALT del aparato B que aquí se presenta y se muestra en la (Figura 5) y (Figura 6) fue elegido de tal manera que un ciclo corresponde a una cierta cantidad de uso (o abuso) en un día, por lo que es más fácil comparar las pendientes de las distribuciones de las dos fuentes de datos en estos gráficos de probabilidad.

Como era de esperar, la variabilidad relativa (recordar que las pendientes más pronunciadas en gráficos de probabilidad corresponden a una menor variabilidad) es menor en la ALT que en los rendimientos de campo. Nótese, sin embargo, que la diferencia de pendientes es mucho mayor para el modo de fallo grieta en (Figura 6) en comparación con el modo de fallo desgaste en (Figura 5). Esta es una evidencia de que la variabilidad en la población producido es significativamente mayor en la cantidad que se abusa del aparato B que en la cantidad que se utiliza normalmente. En la siguiente sección se describen cómo utilizar los datos en las (Figura 5) y (Figura 6) para estimar los parámetros de la distribución de la tasa de uso.

## 4. Un modelo de tasa de uso con múltiples modos de fallo

En esta sección se describe cómo extender el modelo de tasa de uso que se describe en la Sección 2 a los productos que tienen más de un modo de fallo, tal como el dispositivo de la turbina en el aparato B; centrándonos en nuestro caso particular de dos modos de fallo. Nosotros representamos a los modos de fallo múltiple del dispositivo de la turbina en el aparato B como un modelo de sistema de serie de dos componentes. El sistema falla cuando el primer componente falla, y no somos capaces de observar el tiempo de fallo de la componente que no falla. Para una presentación más general y concisa en el resto de esta sección, indicaremos las componentes por número, dónde componente 1 se corresponde con el modo de falla de desgaste y al componente 2 le corresponde el modo de fallo crack.

### 4.1. Distribuciones de ciclos hasta el fallo y Distribución del tiempo de servicio condicionado

Supongamos que el tiempo de vida  $C_j$ ,  $j = 1, 2$  de dos componentes son independientes en los ciclos de escala de tiempo con las distribuciones log-localización-escala.

$$F_{C_j}(c) = \Phi \left[ \frac{\log(c) - \log(\eta_{C_j})}{\sigma_{C_j}} \right] \quad (3)$$

Denotamos la vida útil del componente  $j$  en la escala en tiempo real (Días en el servicio de aparato B)  $T_j = C_j/R_j$ ,  $j = 1, 2$ , donde  $R_j$  es la tasa de uso del componente  $j$ . Utilizando una escala simple el cambio de (3), para aplicaciones fijas, las tasas de uso ( $R_1 = r_1, R_2 = r_2$ ) para el dos componentes,  $(T_1, T_2)$  son independientes y tienen distribución condicionada.

$$F_j(t_1|R_j = r_j) = \Phi \left[ \frac{\log(r_j \times t_1/\eta_{C_j})}{\sigma_{C_j}} \right] \quad (4)$$

Aquí  $r_j \times t$  es el tiempo en ciclos correspondientes a la utilización fija tasa de  $r_j$ .

### 4.2. Distribución conjunta de tasa de uso y distribución conjunta del tiempo de servicio

Supongamos que las tasas de utilización de las dos clases diferentes de uso (el uso regular y el abuso debido a un exceso de carga) se puede cuantificar por una distribución conjunta acumulada  $G(r_1, r_2)$ . Sea  $g(r_1, r_2)$  la densidad conjunta correspondiente. La función de distribución conjunta acumulada del fallo en la escala de tiempo de servicio (por ejemplo, días de servicio) es entonces

$$F(t_1, t_2; \theta_C, \theta_R) = \int_0^\infty \int_0^\infty F_1(t_1|r_1)F_2(t_2|r_2) \times g(r_1, r_2)dr_1dr_2 \quad (5)$$

- $\theta_C = (\eta_{C_1}, \sigma_{C_1}, \eta_{C_2}, \sigma_{C_2})$  son los parámetros de la distribución de los ciclos hasta el fallo.

- $\theta_R = (\eta_{R_1}, \sigma_{R_1}, \eta_{R_2}, \sigma_{R_2})$  son los parámetros de la distribución tasa de uso.
- Se espera que  $R_1$  y  $R_2$  presenten una correlación positiva, ya que los productos que más utilizados también tienden a ser objeto de más abuso.

Las función de supervivencia de dos variables para la escala en tiempo real es (6)

$$S(t_1, t_2; \theta_C, \theta_R) = P(T_1 > t_1, T_2 > t_2) = 1 - F_1(t_1) - F_2(t_2) - F(t_1, t_2) \quad (6)$$

La función de distribución acumulada (cdf),  $T = \min T_1, T_2$ , la vida útil del sistema en serie, es

$$F(t) = F(t; \theta_C, \theta_R) = 1 - S(t, t; \theta_C, \theta_R) \quad (7)$$

## 5. Estimación mediante máxima verosimilitud para un modelo de tasa de uso con múltiples fallos

### 5.1. Notación

Para definir la verosimilitud para un modelo de tasa de uso con múltiples fallos, tenemos que ampliar la notación que se ha introducido en la Sección 4.

- $S_j(t|r_j)$  denota la función de supervivencia de  $T_j$  condicionada a la tasa de uso fija  $r_j$ ,  $j = 1, 2$ .
- $f_j(t|r_j)$  denota la función de masa de probabilidad de  $T_j$  condicionada a la tasa de uso fija  $r_j$ ,  $j = 1, 2$ .
- $g_j(r)$  denota la función de masa de probabilidad marginal de las tasas aleatorias de uso  $R_j$  con parámetros  $\eta_{R_j}, \sigma_{R_j}$ .
- $g_j(r|r_k)$  denota la función de masa de probabilidad marginal de las tasas de uso  $R_j$  condicionada a la tasa de uso fijo  $R_k = r_k$  ( $j \neq k$ ).

Los resultados de garantía son censurados y las unidades fallan debido a uno de los dos modos de fallo. Luego utilizaremos un subíndice  $i$  en  $T$  para indicar las unidades observadas, observamos  $(T_i, \delta_{i1}, \delta_{i2})$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ . Dónde  $T_i = \min[T_{i1}, T_{i2}, t_{ic}]$ , dónde  $T_{ij}$  es el tiempo de fallo correspondiente al modo de fallo para  $j$  para la unidad  $i$ . El indicador de censura es  $\delta_{i2} = 1$  para un fracaso  $j$  tipo y  $\delta_{i2} = 0$  en caso contrario. Si la unidad  $i$  es censurada en tiempo TIC,  $\delta_{i1} = \delta_{i2} = 0$ . Recalquemos que solo nos interesa detectar los fallos cuasados por los modos de fallos con los que el ATL fue diseñado. Por tanto, los tiempos de fallo de ATL en  $(C_{ij}, \tau_{ij}, i = 1, 2, \dots, m_j$  para los dos modos de fallo son independientes. La ALT para el modo de fallo  $j$  también puede ser censurado en  $t_{cj}$  tiempo con la censura indicador  $\tau_{ij}$ . En particular,  $\delta_{ij} = 1$  si la unidad  $i$  falla debido al modo de fallo  $j$  y  $\delta_{ij} = 0$  en otro caso.

## 5.2. Verosimilitud

La función de supervivencia de dos variables (6) puede ser expresada como

$$S(t_1, t_2) = \int_0^\infty \int_0^\infty S_1(t_1|r_1)S_2(t_2|r_2)g(r_1, r_2)dr_1dr_2 \quad (8)$$

Luego la verosimilitud de la observación  $i$  en el tiempo  $t_i$  puede ser expresada como

$$L_i = \left[-\frac{\partial S(t, t_i)}{\partial t}\bigg|_{t=t_i}\right]^{\delta_{i1}} \left[-\frac{\partial S(t, t_i)}{\partial t}\bigg|_{t=t_i}\right]^{\delta_{i2}} \times [S(t_i, t_i)]^{(1-\delta_{i1})(1-\delta_{i2})} e \quad (9)$$

La (Figura 7) muestra las contribuciones de la verosimilitud a los fallos de tipo 1, los fallos de tipo 2, y las observaciones censuradas. El total log-verosimilitud de los datos de campo es

$$L_{FIELD}(T; \theta_C, \theta_R) = \sum_{i=1}^n \delta_{i1} \log\left[-\frac{\partial S(t, t_i)}{\partial t}\bigg|_{t=t_i}\right] + \delta_{i2} \log\left[-\frac{\partial S(t, t_i)}{\partial t}\bigg|_{t=t_i}\right] + (1 - \delta_{i1})(1 - \delta_{i2}) \log[S(t_i, t_i)] \quad (10)$$

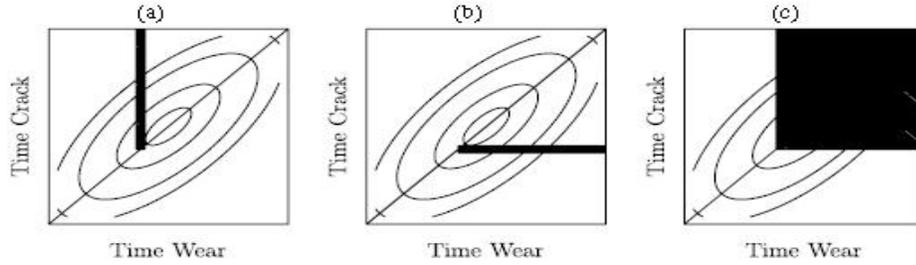


Figura 7: (A) Probabilidad de una observación con fallo desgaste (tipo 1) . (B) Probabilidad de una observación con fallo grieta (tipo 2). (C) La probabilidad de una observación censurada.

La estimación log-verosimilitud para los datos ALT

$$L_{ALT}(C; \theta_C) = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{m_j} \tau_{ij} \log[f_{C_j}(c_{ij})] + (1 - \tau_{ij}) \log[1 - F_{C_j}(c_{ij})] \quad (11)$$

donde  $f_{C_j}$  es la densidad correspondiente a la función de distribución acumulada de  $F_{C_j}$ . El total log-verosimilitud de los datos de campo y los datos de la ALT es

$$L(T, C; \theta_C, \theta_R) = L_{FIELD}(T; \theta_C, \theta_R) + L_{ALT}(C; \theta_C) \quad (12)$$

Los estimadores ML, denotados por  $\hat{\theta}_C$  y  $\hat{\theta}_R$ , son obtenidos maximizando la expresión (12).

### 5.3. Estimación de cdf del aparato B con dos modos de fallo activos

El estimador de máxima verosimilitud de  $F(t; \theta_C, \theta_R)$ , el cdef de T en (7), es  $\hat{(F)}(t; \text{hat}(\theta)_C, \text{hat}(\theta)_R)$ . No existe una expresión de forma cerrada para la función de cuantiles, pero las estimaciones de los cuantiles son fáciles de calcular numéricamente. Aproximado de los intervalos de confianza, ya sea para  $F(t; \theta_C, \theta_R)$  o cuantiles de la distribución se pueden calcular utilizando el método delta, con un arranque basado en un método de simulación, o por invertir una prueba de razón de verosimilitud. En nuestro ejemplo, se ha utilizado el método basado en la inversión de un test de verosimilitud de tasas.

### 5.4. Expresiones de verosimilitud para el caso especial Lognormal / Lognormal

En (Figura 5) y (Figura 6) muestran que las distribuciones lognormal proporcionan una excelente descripción de los tiempos de fallo para los modos de fallo tanto de los datos de campo y los datos de ALT. Esto sugiere que una distribución logarítmica normal conjunta también se puede utilizar para describir la utilización conjunta de distribución de la tasa. Sean los ciclos ( $C_1$  y  $C_2$ ) variables aleatorias y las variables aleatorias tas uso ( $R_1$  y  $R_2$ ) iables varambas tienen distribución lognormal de dos, se deduce que

$$(T_1, T_2, R_1, R_2)' \text{ MVLOGNOR}(\eta, A) \quad (13)$$

$$A = \begin{bmatrix} \sum_T & \sum_R \\ \sum_R & \sum_R \end{bmatrix}$$

donde  $\eta = [\frac{\eta_{C_1}}{\eta_{R_1}}, \frac{\eta_{C_2}}{\eta_{R_2}}, \eta_{R_1}, \eta_{R_2}]'$  es el vector de medianas.

$$\text{sum}_T = \begin{bmatrix} \sigma_{C_1}^2 + \sigma_{R_1}^2 & \rho \sigma_{R_1} \sigma_{R_2} \\ \rho \sigma_{R_1} \sigma_{R_2} & \sigma_{C_2}^2 + \sigma_{R_2}^2 \end{bmatrix}$$

$$\text{sum}_R = \begin{bmatrix} \sigma_{R_1}^2 & \rho \sigma_{R_1} \sigma_{R_2} \\ \rho \sigma_{R_1} \sigma_{R_2} & \sigma_{R_2}^2 \end{bmatrix}$$

- La cdf marginal  $T_j$  es  $F_j(t) = \phi_{norm}[\frac{\log(t) - \log(\eta_{C_j}/\eta_{R_j})}{\sqrt{\sigma_{C_j}^2 + \sigma_{R_j}^2}}]$
- La cdf conjunta de  $(T_1, T_2)$  es  $F(t_1, t_2; \sigma^C, \sigma^R) = \phi_2(z_1, z_2, \rho_{TT})$

Donde  $\phi_{norm}(\cdot)$  y  $\phi_2(\cdot)$  son las distribuciones cdf normal estándar univariante y bivariante. Dónde  $z_j = \frac{\log(t_j) - \log(\eta_{C_j}/\eta_{R_j})}{\sqrt{\sigma_{C_j}^2 + \sigma_{R_j}^2}}$   $j=1,2$  y

$$\rho_{TT} = \text{Corr}[\log(T_1), \log(T_2)] = \frac{\rho \sigma_{R_1} \sigma_{R_2}}{\sqrt{(\sigma_{C_1}^2 + \sigma_{R_1}^2) + (\sigma_{C_2}^2 + \sigma_{R_2}^2)}} \quad (14)$$

## 5.5. La correlación entre las tasas de uso de diferentes modos de fracaso

Noparametricamente, la distribución conjunta en un modelo de múltiples modos de fallo no puede ser completamente identificada en la situación habitual en la que solo observamos el mínimo de los tiempos de fallo. En cambio, con una hipótesis paramétrica, la distribución conjunta podría identificarse. Aunque no siempre es así, en el ejemplo del aparato B estamos con una distribución conjunta lognormal y los datos contienen poca información sobre  $\rho$ . Esto se aprecia en la (Figura 8) pues el perfil de verosimilitud del modelo de tasa de uso lognorma/lognormal para  $\rho$  correspondiente a los datos del aparato B es casi plana.

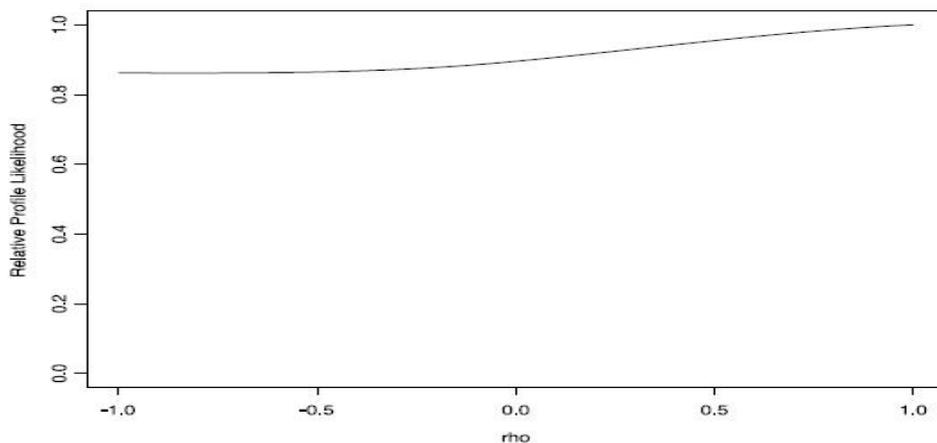


Figura 8: Perfil de riesgo relativo de  $\rho$  para el modelo de tasa de uso lognormal / lognormal de dos variables.

Esto se debe a la pesada censura en los datos (la fracción de los datos defectuosos de campo fue sólo el 2%) y limitó la cantidad de datos. Por lo tanto, es necesario hacer algún supuesto sobre  $\rho$  y utilizar el análisis de sensibilidad para evaluar los efectos de desviaciones de tales supuestos. Un supuesto de  $\rho = 0$  puede ser realista en algunas aplicaciones (defectos causados en la chapa de un automóvil debido a estar expuesto a los rayos UV es independiente de los fallos causados por las millas recorridas). Sin embargo, si recordamos el problema de la lavadora observamos que la correlación entre en equilibrio frente a sin equilibrio observamos que las tasa de abuso casi sin duda serán positivo (es decir,  $\rho > 0$ ). La situación es similar para el dispositivo de la turbina en el equipo B. Un caso especial, que surge con frecuencia en la práctica, es cuando dos o más modos de fallo tienen exactamente la misma o proporcional tasa de uso subyacente (tal como se describe en la sección 2.1.), por ejemplo, dos rodamientos diferentes en el mismo automóvil. En este caso  $\rho = 1$ , y podemos aprovechar algunas simplificaciones en la formulación del problema. Para aplicaciones como la lavadora y la turbina dispositivo en el equipo B, los modos de fallo predominante tienen dos mecanismos diferentes con diferentes definiciones de uso (uso y abuso). En general, esperamos que las unidades con un más uso tengan más abuso, lo que implica una correlación positiva entre  $R_1$  y  $R_2$ . En este caso, una suposición más razonable sería que la proporción de la cantidad de tiempo en el estado abusivo frente la cantidad de tiempo en estado normal es independiente de la

tasa de uso para un uso normal. Para nuestro modelo de tasa de uso, esto implica que la relación  $R_2/R_1$  es independiente de  $R_1$ . Luego  $\log(R_2) - \log(R_1)$  es independiente del registro  $R_1$ . Para la distribución conjunta lognormal del modelo tasa de uso, se tiene que

$$\text{Cov}[\log(R_1), \log(R_2)] = \rho\sigma_{R_1}\sigma_{R_2} - \sigma_{R_1}^2 = 0 \quad (15)$$

Así en el ejemplo del aparato B, (15) implica que  $\rho = \frac{\sigma_{\text{desgaste}}}{\sigma_{\text{grieta}}} < 1$  y por lo tanto  $\sigma_{\text{grieta}} > \sigma_{\text{desgaste}}$ . En nuestro análisis en la siguiente sección se utiliza este supuesto modelo, junto con algunos análisis de sensibilidad, para comparar los resultados. Llamamos a esto el *modelo de tasas de desgaste independientes*.

## 6. Resultados de máxima verosimilitud para el electrodoméstico B

Estos resultados se resumen en (9). La tabla presenta estimaciones de  $t_{0,0001}$ ,  $t_{0,01}$  y  $t_{0,20}$  para las distribuciones marginales de cada tipo de fallo y para la serie de tiempos. Hemos escogido estos cuantiles en particular porque abarcan todo el intervalo de interés para la aplicación. En particular,  $t_{0,20}$  es aproximadamente 20 años lo que es mucho más del tecnológico tiempo de vida del aparato B. La columna dada por la estimación del parámetro de forma lognormal,  $\hat{\sigma}$ , (Desviación estándar de los tiempos de registro de error) para el correspondiente modo de fallo para la parte ALT o garantía del modelo, en particular  $\hat{\sigma} = \hat{\sigma}_{C_j}$  para las líneas ALT y  $\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{\sigma}_{C_j}^2 + \hat{\sigma}_{R_j}^2}$  para las líneas de garantía en la tabla. (j=1 es el modo de fallo por desgaste y j=2 por grieta). La columna  $\hat{\rho}_{TT}$  da la estimación mediante máxima verosimilitud de los tiempos de fallo para dos diferebtes modos de fallo calculado mediante la evaluación de (14) en  $\hat{\sigma}_C$ ,  $\hat{\sigma}_R$ . En (9) se muestra  $\hat{\rho}_{TT}$  en lugar de  $\hat{\rho}$ , ya que se observaron algunos efectos en los análisis de sensibilidad se describen mejor por este parámetro. Los días son las unidades de tiempo de las filas de garantía y usamos ciclos para las filas de ALT en la tabla. Las estimaciones de de garantía para los dos diferentes modos de falla (líneas rectas pasando por las estimaciones no paramétricas de campo) en las (Figura 5) y (Figura 6) se obtuvieron mediante la maximización de la función log-verosimilitud total lognormal/lognormal (12) fijado  $\rho = 0$  obteniendo  $\hat{\theta}_C = (\hat{\eta}_{C_1}, \hat{\sigma}_{C_1}, \hat{\eta}_{C_2}, \hat{\sigma}_{C_2})$  y  $\hat{\theta}_R = (\hat{\eta}_{R_1}, \hat{\sigma}_{R_1}, \hat{\eta}_{R_2}, \hat{\sigma}_{R_2}, 0)$ . También podemos ajustar el modelo de independencia tasa de desgaste maximización maximizando (12) y después reemplazando  $\sigma_{R_2}$  por  $\frac{\sigma_{R_1}}{\rho}$  como se deduce de (15). Curiosamente, como se muestra en la (Tabla 9), las estimaciones ML para el sistema de serie (ambos modos de fallo activo) los cuantiles para la  $\rho = 0$  y los modelos de independencia de tasa de desgaste son ambos exactamente el mismo. Visualmente, la probabilidad era tan similar a lo que vimos en las (Figura 5) y (Figura 6). Por supuesto esto no es sorprendente, dado los resultados descritos en la sección 5.5. Hay algunos importantes diferencias en las estimaciones de las distribuciones marginales, sin embargo. Sección 8 presenta más comparaciones entre estos modelos, junto con algunos debates. (10) es una gráfica de probabilidad lognormal que muestra el modelo sistema en serie (ambos los modos de fallo activo) estimación ML de  $F(t)$  extrapolado a 10 años, calcula utilizando el  $(\hat{\theta}_C, \hat{\theta}_R)$  del modelo de tasa de uso independiente de la tasa de desgaste. La estimación ML está de acuerdo con la estimación dada por Kaplan-Meier dada por los datos de la garantía. Las otras dos líneas muestran las estimaciones de ML de las cdf marginales para los modos de fallo de desgaste y grieta. La función de distribución marginal del modo de fallo desgaste (crack) puede ser interpretada como la función de distribución cdf del sistema si el crack (desgaste) el modo de falla podría ser eliminado. (Tabla 9) también proporciona las estimaciones ML para  $\rho = 1$ . Utilizamos estos resultados y aquellos supuestos de otra estructura de dependencia en la Sección 7.

Figure	Data source	Failure mode	Model	Total likelihood	Quantile estimates*			$\hat{\sigma}$	$\hat{\rho}_{TT}$
					$\hat{\tau}_{0.001}$	$\hat{\tau}_{0.01}$	$\hat{\tau}_{0.20}$		
Current product generation									
4	ALT	Wear	Fixed $\rho = 0$	-600.1	26	51	188	0.88	0
5	ALT	Crack			160	198	300	0.28	
4	Warranty	Wear			85	246	1945	1.39	
5	Warranty	Crack			169	595	6,868	1.65	
	Warranty	System			78	223	1612	NA	
	ALT	Wear	Ratio ind.	-600.0	27	52	189	0.87	0.54
	ALT	Crack			160	198	300	0.28	
8	Warranty	Wear			85	243	1877	1.38	
8	Warranty	Crack			162	522	5,095	1.53	
8	Warranty	System			79	223	1651	NA	
	ALT	Wear	Fixed $\rho = 1$	-600.0	26	52	188	0.87	0.76
	ALT	Crack			160	198	300	0.28	
	Warranty	Wear			84	239	1821	1.37	
	Warranty	Crack			148	450	3,911	1.46	
	Warranty	System			79	223	1661	NA	
Future product generation									
	ALT	Wear	Fixed $\rho = 0$	-600.1	131	256	940	0.88	0
	ALT	Crack			320	396	601	0.28	
	Warranty	Wear			425	1231	9,724	1.39	
10	Warranty	Crack			338	1190	13,736	1.65	
	Warranty	System			277	831	6,105	NA	
	ALT	Wear	Ratio ind.	-600.0	133	258	943	0.87	0.54
	ALT	Crack			320	396	601	0.28	
9	Warranty	Wear			424	1215	9,387	1.38	
9	Warranty	Crack			324	1045	10,191	1.53	
9, 10	Warranty	System			275	805	6,157	NA	
	ALT	Wear	Fixed $\rho = 1$	-600.0	132	258	942	0.87	0.76
	ALT	Crack			320	396	601	0.28	
	Warranty	Wear			421	1195	9,106	1.37	
10	Warranty	Crack			296	900	7,821	1.46	
	Warranty	System			266	771	5,947	NA	

\*Units are days for the warranty data and cycles for the ALT data.

Figura 9: Resumen de la estimación mediante máxima verosimilitud para el aparato B.

## 7. Predicción de fiabilidad del nuevo aparato B diseñado

### 7.1. Cambios en el diseño

Los fabricantes del aparato B quería mejorar la fiabilidad del producto mediante el rediseño de los dispositivos de la turbina que limitan la vida. Tener una buena información cuantitativa sobre el efecto de los modos de fallo individual (tal como aparece en, por ejemplo, (9) y (10)) permite a los ingenieros determinar cómo enfocar sus esfuerzos y la mejor forma de repartir el posible coste añadido a fabricación del componente de mejora. Por ejemplo, la (Figura 10) dejó en claro que el intento de mover el cdf por el modo fracaso crack a la derecha no sería rentable, a menos que el cdf para el modo de desgaste también pudiese ser movido sustancialmente a la derecha. En particular, la propuesta de los ingenieros referente cambios de diseño en el dispositivo de la turbina, fue

- La distribución del modo de fallo desgaste de los ciclos de modo de fallo podría mejorarse en un factor de aproximadamente  $v_1 = 5$  en los ciclos escala.
- La distribución del modo de fallo desgaste de los ciclos de modo de fallo podría mejorarse en un factor de aproximadamente  $v_2 = 2$  en los ciclos escala.

Para llevar a cabo un análisis de costo-beneficio y el plan futuro de costes de garantía, la gestión desea una estimación de la distribución de toda la vida del nuevo diseño del aparato B.

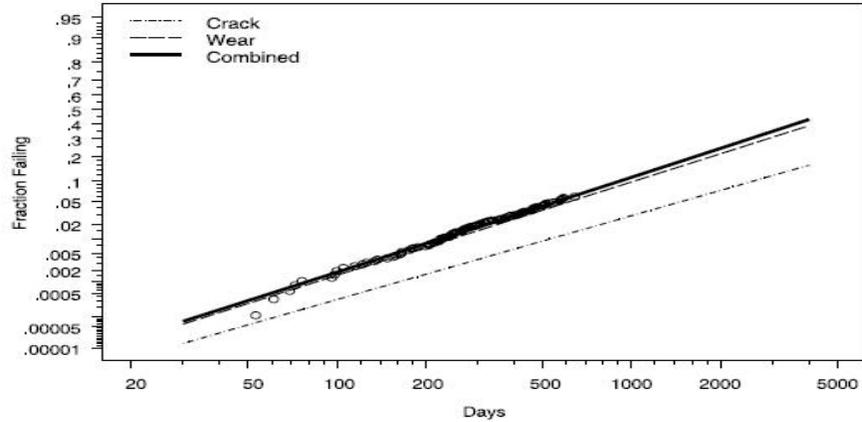


Figura 10: ML estimación de las cdf marginales del aparato con diseño original B y cdf modelo del sistema en serie con diferentes modos de fallo  $F(t) = Pr(\min(T_1, T_2) \leq t) = 1 - S(t, t)$  bajo independencia tasa de desgaste ( $\hat{\rho} = 0,71$ ) y  $\rho_{TT} = 0,54$  usando el modelo de ratios

## 7.2. Cdf estimada del tiempo de fallo para el nuevo diseño del aparato B

La cdf de T, del tiempo de fallo del aparato B con el nuevo diseño de la turbina viene dado por  $F(t; \theta_C^{new}, \theta_R) = 1 - S(t, t; \theta_C^{new}, \theta_R)$  donde  $\theta_C^{new} = (v_1\eta_{C_1}, \sigma_{C_1}, v_2\eta_{C_2}, \sigma_{C_2})$ . Por tanto, el estimador de cdf del campo de vida del nuevo producto es  $F(t; \hat{\theta}_C^{new}, \theta_R)$  donde  $\hat{\theta}_C^{new} = (v_1\hat{\eta}_{C_1}, \hat{\sigma}_{C_1}, v_2\hat{\eta}_{C_2}, \hat{\sigma}_{C_2})$ . (Figura 11) muestra las estimaciones de las distribuciones marginales para los modos de fracaso desgaste y grieta, así como el modelo cdf del sistema en serie combinando modos de fallo utilizando el modelo tasa de uso de desgaste independiente para el nuevo diseño del dispositivo de la turbina en el aparato B. En la parte inferior de (Tabla 9) es un resumen numérico de algunos de los importantes ML estimaciones para estas proyecciones fiabilidad mejora. (Figura 12) da la estimación ML para cdf sistema de serie de modos de fallo combinados  $\hat{F}(t)$  para el nuevo diseño del dispositivo de la turbina en el aparato B, a más de 20 años. (Figura 12) también muestra probabilidad de punto a punto basado en intervalos de confianza del 95 % de la FCD.

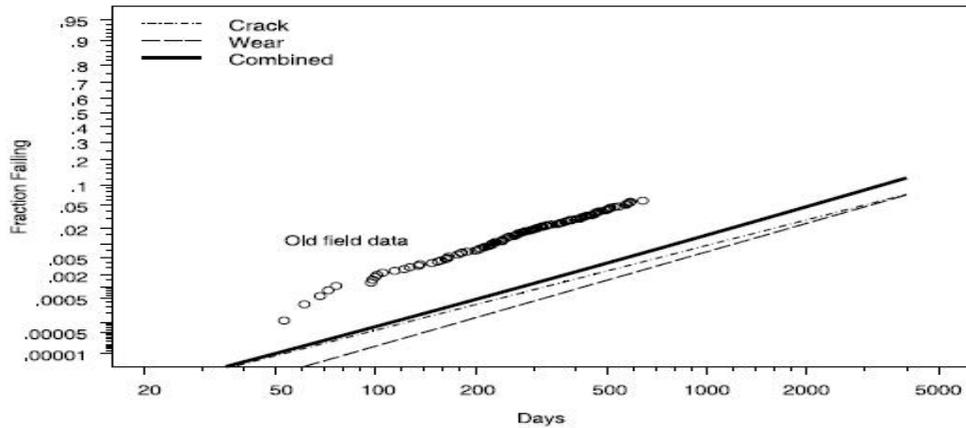


Figura 11: ML estimación de las cdf marginales del aparato con diseño original B y cdf modelo del sistema en serie con diferentes modos de fallo  $F(t) = Pr(\min(T_1, T_2) \leq t) = 1 - S(t, t)$  bajo independencia tasa de desgaste  $\hat{\rho} = 0,71$  y  $\rho_{TT} = 0,54$  usando el modelo de ratios, comparado con el viejo campo de datos

### 7.3. Supuestos para la Predicción de fiabilidad de campo

- Los modelos de ingeniería que permiten predecir la mejora en cambios de diseño propuestos son razonablemente precisos. Por supuesto, estos modelos no son perfectos. Los análisis de sensibilidad bajo diferentes supuestos (los detalles no se dan aquí) son importante en este tipo de situaciones.
- La distribución de los ciclos de fallo no depende de la tasa del ciclo. En las pruebas de aceleración, las unidades se les permitió .<sup>En</sup>enfriamiento.<sup>en</sup>entre los usos, imitando el uso real y la garantía de que no hay acumulación de calor excesivo podría ocurrir que podría hacer que el ciclo a la distribución, la falta de cambio en el uso de aumento de la frecuencia.
- El desgaste y grietas son los tipos de fallo primario. Siempre es posible que otros modos de falla pueden surgir en el futuro, sino porque alrededor del 10 % (448 de 4.728) de las unidades en el campo había sobrevivido a más de 600 días (de un 730-período de garantía del día), y debido a la falta cuidado modo de análisis que se ha hecho en cada fracaso, hay un alto grado de confianza que ningún otro importante modo de fallo se produciría durante el período de garantía. Por supuesto, con la extensión de la vida por el desgaste y el crack, es posible que un subyacente .<sup>en</sup>mascarado" modo de fallo podría comenzar a surgir en el nuevo diseño.
- ATL imita adecuadamente los mecanismos de fallo de campo. Con la incorporación de la prueba de vida acelerada a la segunda producen los modos de fallo de desgaste, los ingenieros responsables de la fiabilidad del aparato B se confía en que se reproduce con precisión los modos de fallo importante en sus ensayos acelerados. Por ejemplo, el tipo de aceleración las

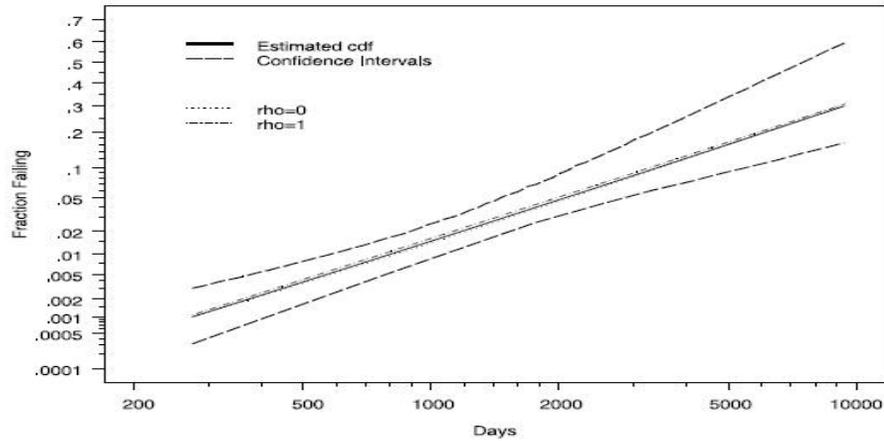


Figura 12: Estimaciones de ML para la relación de desgaste independiente,  $\rho = 0$ , y  $\rho = 1$  punto a punto con los modelos de riesgo basados en la confianza aproximado del 95 % intervalos para la función de distribución del nuevo diseño de B aparato sobre una gráfica de probabilidad lognormal

pruebas realizadas con B aparato que tienden a inhibir las fallas debido a la corrosión. Pero para este producto, la corrosión se no es un problema sobre el terreno. Si la corrosión ha sido un problema, a continuación, una prueba separada acelerado para este tipo de avería puede han sido necesarias.

- La distribución de los índices de consumo y patrones de uso en el campo no cambian con el tiempo (es decir, desde el diseño anterior al nuevo diseño). Una de las preocupaciones en aplicaciones en las que predicciones basadas en el tipo se utilizan es que las mejoras en un el rendimiento del producto en realidad puede aumentar las tasas de uso y lo que causa el sesgo en las predicciones de garantía. Debido a que el principal mejora al aparato B fue en términos de fiabilidad en si mismo, esto no se consideró un supuesto razonable.

## 8. La importancia de usar modelos de correlación correctos con modos de fallo competitivos

Los análisis de sensibilidad demostró que nuestras conclusiones acerca la fiabilidad del nuevo aparato B no depende mucho de la hipótesis sobre la correlación entre dos diferentes tasas de uso, cuando la correlación fue variado a lo largo del rango de los posibles valores 0-1. En general, esto no siempre es cierto, pues las conclusiones son más generales que las proporcionadas por nuestro modelo de tasa de uso y el ejemplo, se discute esta cuestión en términos de las distribuciones de los rendimientos de campo para dos diferentes, potencialmente correlacionadas, modos de fallo.

Supongamos que un sistema tiene dos componentes y que el tiempo de fallo de estos componentes pueden ser descritos por una distribución conjunta logarítmica de localización y escala con parámetros de forma similares para dos distribuciones marginales. La distribución del mínimo de las dos variables aleatorias se puede aproximar por la misma distribución conjunta logarítmica de localización y escala con un parámetro de forma que se encuentra entre las dos distribuciones marginales, y la adecuación de la aproximación no depende en gran medida de la correlación entre las variables aleatorias. Este resultado es exacto para dos independientes Distribuciones Weibull con el mismo parámetro de forma. A la luz de la equivalencia aproximada de este resultado y la identificabilidad del resultado mencionado en la sección 5.5, no es de extrañar que cuando dos modos de fallo tienen distribuciones marginales con similares parámetros de forma, las estimaciones de  $F(t)$ , la cdf sistema de la serie, no dependerán en gran medida de la cantidad supuesta de asociación (correlación para una distribución logarítmica normal conjunta). Esto puede ser visto por el ejemplo de aparato B en la (Figura 10). No podría, sin embargo, ser sesgada en la estimación de las distribuciones marginales individuales si  $\rho = 0$  se utiliza incorrectamente. Todas las cosas en igualdad de condiciones, el efecto de usar una incorrecta  $\rho = 0$  será más fuerte si  $\rho_{TT}$  es más grande. Para la distribución logarítmica normal, la expresión de  $\rho_{TT}$  en (14) sugiere que

- $\rho_{TT}$  es proporcional a  $\rho$
- $\rho_{TT}$  tiende a ser mayor cuando la variabilidad de la tasa de uso domina a la variabilidad de los ciclos hasta el fallo.

Para dar una idea de otras situaciones, se realizaron simulaciones para estudiar el efecto que producen diferentes cantidades de mejora de los componentes de un sistema y dos valores diferentes de  $\rho_{TT}$ . Se utilizaron muestras de gran tamaño (1.000 unidades en el campo y 100 unidades en cada ALT) para asegurarse de que la variabilidad de muestreo no sería importante. Para la continuidad de la discusión, que siguen haciendo referencia a la modos de falla como el crack y el desgaste.

En (Figura 13), (Figura 14) se muestran los resultados de dos simulaciones. En (Figura 13), hemos simulado un modelo en el que las distribuciones marginales de los modos de fallo de grietas y desgaste son similares, y por eso  $\rho_{TT}$  será grande en el modelo de tasas desgaste independientes. Por eso en nuestros datos simulados en (Figura 13),  $\rho_{TT} = 0,98$ . Para los datos de (Figura 14),  $\rho_{TT} = 0,45$ .

En (Figura 13), (Figura 14) se comparan los efectos de los cambios en los ciclos hasta el fallo en la distribución de las estimaciones marginales cdf de los tiempos de fallo  $[\hat{F}_{desgaste}(t), \hat{F}_{grieta}(t)]$

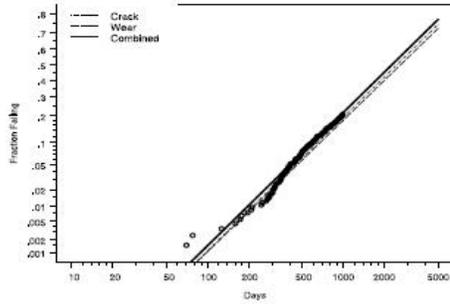
y en el campo fallo estimación del sistema de la serie tiempo  $[\hat{F}(t)]$ . Ambas figuras comparan las cuatro combinaciones de mejoras (similar a los análisis realizados para el aparato B) en los modos de fallo desgaste y el crack igual a  $1\times$  y  $3\times$ . Para cada conjunto de datos (un dato establecido para cada figura), nos ajustamos el modelo correcto (independencia tasa desgaste) y la  $\rho = 0$  a los datos simulados. Las columnas de la izquierda de las (Figura 13),(Figura 14) dan las estimaciones de modelo correcto. Las columnas de la derecha dan el modelo estimado  $\rho = 0$  para los datos correspondientes establecidos (uno para cada figura). Las filas corresponden a las cantidades diferentes de mejora de las componentes del sistema. (Figura 13) (a) y (b) compara las estimaciones de parámetros para el modelo correcto y con  $\rho = 0$  en esta situación no hay mejora del dispositivo de la turbina. La comparación muestra que el cambio de los modelos tiene un fuerte efecto sobre las funciones de distribución marginales  $[\hat{F}_{desgaste}(t), \hat{F}_{grieta}(t)]$ , pero casi ningún efecto sobre la estimación cdf del sistema de la serie  $[\hat{F}(t)]$ . Este es lo esperado, ya que con alta correlación entre los modos de fallo, si un solo fallo modo se ve afectado, el otro no se ve afectado.

(Figura 13) (g) y (h) facilitar una comparación similar de la situación donde hay una igualdad de  $3\times$  mejora, para ambos modos de fallo en el dispositivo de la turbina. Una vez más, hay un fuerte efecto sobre  $[\hat{F}_{desgaste}(t), \hat{F}_{grieta}(t)]$ , pero casi ningún efecto en  $[\hat{F}(t)]$ . Pero cuando la mejora viene de un modo de falla de distribución maginal o la otra, utilizando el modelo de la incorrecta  $\rho = 0$ , cuasa un importante sesgo no sólo en los marginales, sino también en  $[\hat{F}(t)]$ . Los resultados que se muestran en la (Figura 14), son similares, pero mucho menos dramáticos, sin embargo, en todos los casos sigue habiendo importantes diferencias entre las estimaciones ML de las distribuciones marginales al comparar el modelo correcto de tasas de desgaste independiente con el modelo incorrecto incorrecto  $\rho = 0$ . Con los mismo cambios en las distribuciones marginales, volvemos a ver poca diferencia en la serie estimaciones del sistema. Para distintos cambios en las distribuciones marginales, el efecto tiende a ser mayor en un lado de la distribución que en el otro debido a las diferencias en los parámetros de forma. Pero, como era de esperar, las diferencias no son tan grandes como las que se muestran en la (Figura 13) con el valor más grande de  $\rho_{TT}$ .

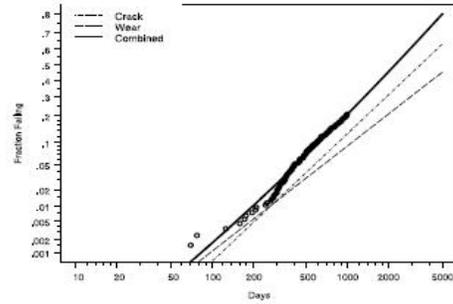
## 9. Conclusiones y áreas para futuras investigaciones

Es posible predecir campo de actuación a partir de datos ALT, si se hace con cuidado y con modelos físicamente motivado. Hemos ilustrado esto con un modelo de tasa de uso y dos ejemplos. Hay una serie de extensiones a situaciones más complicadas que hemos visto. Estos son las siguientes:

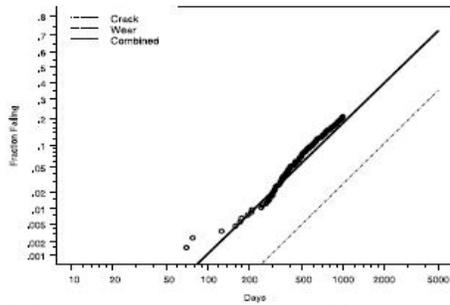
- Con componentes de alta fiabilidad, pocos o ningún fallo se espera in ALT de duración razonable. En algunas aplicaciones, es posible observar la degradación en la prueba unidades. Modelos e inferencias, similares, podrían ser desarrollados para datos de degradación.
- Nuestro modelo de relación ensayos acelerados y la fiabilidad de campo es relativamente simple. Envejecimiento o degradación química de los materiales y la exposición a las variables que afectan el envejecimiento o la degradación y que varían con el tiempo hacer las cosas mucho más complicado. Cabe mencionar el trabajo de Nelson (2001). Martin, Nguyen, y Wood (2005) que describe una aplicación en el área de ensayos acelerados de pinturas y recubrimientos orgánicos sometidos a exposición a la intemperie, donde las variables experimentales y ambientales son UV del espectro y la intensidad, la temperatura y humedad. En algunas aplicaciones, será necesario ampliar esta tipo de trabajo para manejar múltiples modos de fallo.
- Para la aplicación aparato B, era razonable suponer que cada uso tuvo el mismo efecto sobre el tiempo de desgaste, y que cada uso abusivo tenía el mismo efecto en tiempo de grieta. En algunas aplicaciones, cada uso tiene un estrés asociado que puede ser descrito por una probabilidad distribución o, más en general, un proceso estocástico, con los parámetros variables sobre la población de las unidades. El modelo utilizado aquí podría ser ampliado para que el espectro de la tensión no constante para describir los usos reales. Regla de Miner (como se describe en Nelson 1990, cap. 10) podría proporcionar un modelo útil para hacer esto en algunas aplicaciones.
- Para los productos considerados, hay una correspondencia uno a uno entre el modo de fallo y el tipo de tasa de uso. El modelo puede ser ampliado para hacer frente a una situación general; un tipo de uso podría conducir a modos de dos o más fallos, un modo de fallo a varios modos de fallo.
- En vez de hacer análisis de sensibilidad para evaluar los efectos de diferentes supuestos sobre el valor de  $v_1$  y  $v_2$ , podría utilizar un enfoque bayesiano para la inferencia en este tipo de aplicación. Usando este enfoque también permitiría a la incorporación de posible información a priori de el valor de  $\rho$  y tal vez de los valores de los parámetros de distribución de forma, porque los modos de falla similares a menudo se dan similares forma de valores de los parámetros a través de diferentes aplicaciones, proporcionando mayor precisión en las estimaciones o predicciones.



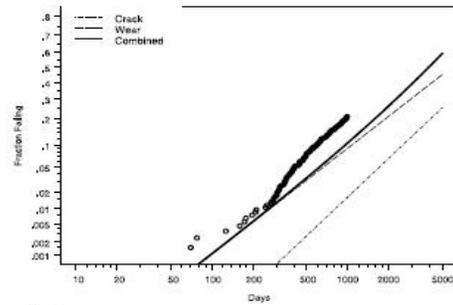
(a) Wear  $\times$  1 Crack  $\times$  1,  $\widehat{\rho}_{TT} = 0.98$



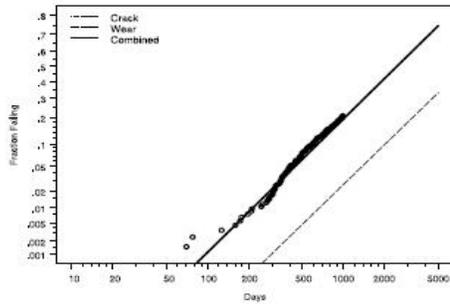
(b) Wear  $\times$  1 Crack  $\times$  1,  $\rho_{TT} = 0$



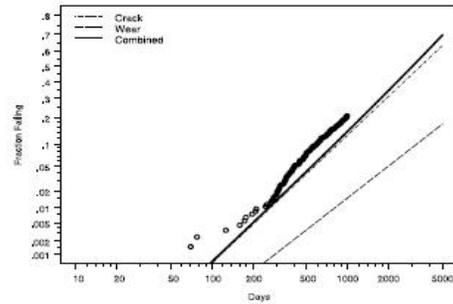
(c) Wear  $\times$  1 Crack  $\times$  3,  $\widehat{\rho}_{TT} = 0.98$



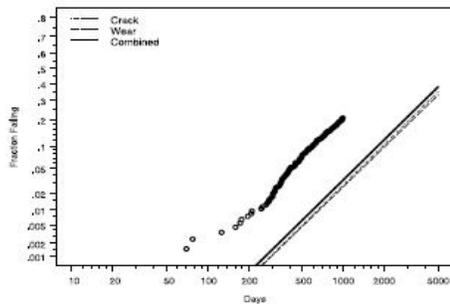
(d) Wear  $\times$  1 Crack  $\times$  3,  $\rho_{TT} = 0$



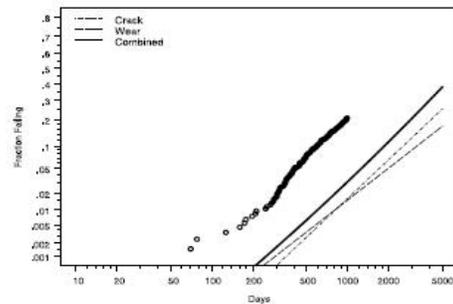
(e) Wear  $\times$  3 Crack  $\times$  1,  $\widehat{\rho}_{TT} = 0.98$



(f) Wear  $\times$  3 Crack  $\times$  1,  $\rho_{TT} = 0$

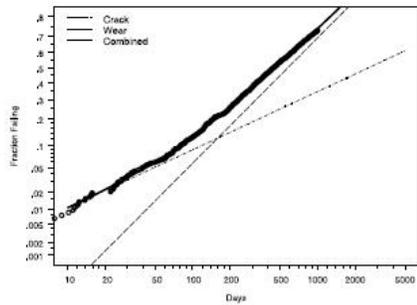


(g) Wear  $\times$  3 Crack  $\times$  3,  $\widehat{\rho}_{TT} = 0.98$

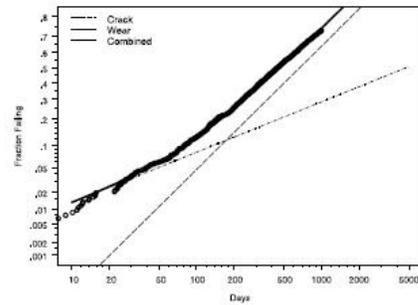


(h) Wear  $\times$  3 Crack  $\times$  3,  $\rho_{TT} = 0$

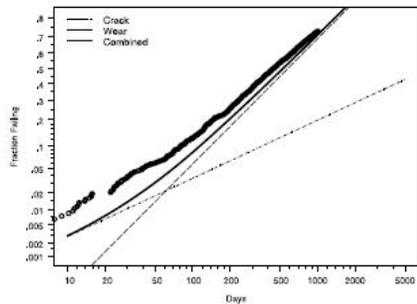
Figura 13: Comparación del efecto del uso de  $\rho = 0$  para estimar las distribuciones marginales y la fiabilidad del sistema para diferentes niveles de mejora de los componentes del sistema de datos simulados con  $\rho_{TT} = 0,98$ .



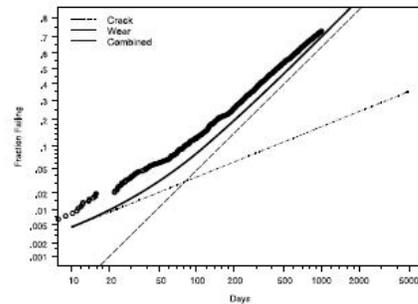
(a) Wear  $\times$  1 Crack  $\times$  1,  $\hat{\rho}_{TT} = 0.45$



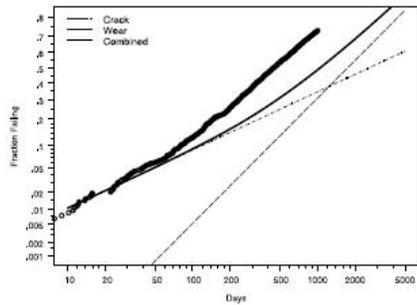
(b) Wear  $\times$  1 Crack  $\times$  1,  $\rho_{TT} = 0$



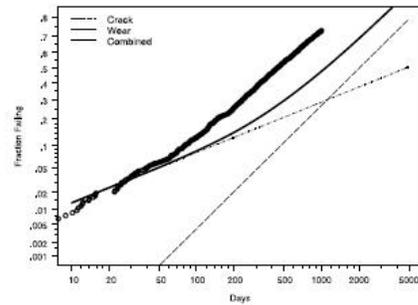
(c) Wear  $\times$  1 Crack  $\times$  3,  $\hat{\rho}_{TT} = 0.45$



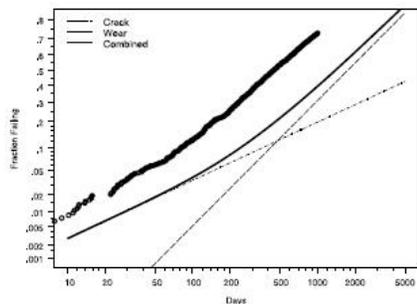
(d) Wear  $\times$  1 Crack  $\times$  3,  $\rho_{TT} = 0$



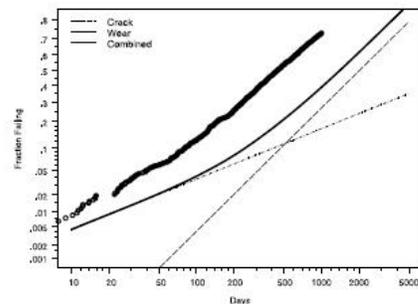
(e) Wear  $\times$  3 Crack  $\times$  1,  $\hat{\rho}_{TT} = 0.45$



(f) Wear  $\times$  3 Crack  $\times$  1,  $\rho_{TT} = 0$



(g) Wear  $\times$  3 Crack  $\times$  3,  $\hat{\rho}_{TT} = 0.45$



(h) Wear  $\times$  3 Crack  $\times$  3,  $\rho_{TT} = 0$

Figura 14: Comparación del efecto del uso de  $\rho = 0$  para estimar las distribuciones marginales y la fiabilidad del sistema para diferentes niveles de mejora de los componentes del sistema de datos simulados con  $\rho_{TT} = 0,45$ .