

ESTUDIO DE LOS PROCESOS HOMOGÉNEOS Y NO HOMOGÉNEOS
ASOCIADOS AL COMPORTAMIENTO DE LA CONFIABILIDAD EN LOS
SISTEMAS REPARABLES

MARIO SERGIO GÓMEZ RUEDA

UNIVERSIDAD EAFIT
ESCUELA DE INGENIERÍAS
DEPARTAMENTO DE INGENIERÍA MECÁNICA
MEDELLÍN
2007

ESTUDIO DE LOS PROCESOS HOMOGÉNEOS Y NO HOMOGÉNEOS
ASOCIADOS AL COMPORTAMIENTO DE LA CONFIABILIDAD EN LOS
SISTEMAS REPARABLES

MARIO SERGIO GÓMEZ RUEDA

Proyecto de grado para optar por el título de Ingeniero Mecánico

Asesor:

Juan Santiago Vallejo
Ingeniero Mecánico

UNIVERSIDAD EAFIT
ESCUELA DE INGENIERÍAS
DEPARTAMENTO DE INGENIERÍA MECÁNICA
MEDELLÍN
2007

Nota de aceptación

Jurado

Jurado

Medellín, Noviembre de 2007

DEDICATORIA

Dedico este proyecto para quienes con su apoyo y colaboración, en especial con su amor y cariño, han contribuido a mi desarrollo personal y profesional.

A mis padres, novia y familia, por todo el esfuerzo y comprensión que tuvieron para conmigo.

AGRADECIMIENTOS

Al Ing. Juan Santiago Vallejo J. por su apoyo y asesoría para que este proyecto cumpliera con todos los objetivos planteados además de su apoyo incondicional y desinteresado.

Al Ing. Roberto Rave S., por su colaboración, enseñanza y atención; a todo su personal del departamento de Ingeniería de Servicios y Mantenimiento de Industrias ESTRA S.A., en especial al Ing. Carlos Ignacio Moncada E., Ing. John Humberto Tamayo y Laura Céspedes Z.

A mis padres y novia por su paciencia y dedicación en todo, en especial lo relacionado con mis estudios.

A todas las personas que apoyaron mi trabajo y que de una u otra manera intervinieron en él, en especial a toda mi familia y a mis amigos: Andrés Arango V., Andrés Felipe Alonso E., Jaime Fajardo R., Juan Pablo Álzate G., Juan Sebastián Zambrano L. y Sebastián Hoyos G.

TABLA DE CONTENIDO

	pág.
0 PRÓLOGO.....	18
0.1 INTRODUCCIÓN	18
0.2 JUSTIFICACIÓN	19
0.3 OBJETIVO GENERAL	20
0.4 OBJETIVOS ESPECÍFICOS	20
0.4.1 Objetivo 1	20
0.4.2 Objetivo 2	20
0.4.3 Objetivo 3	20
0.4.4 Objetivo 4	20
0.4.5 Objetivo 5	21
0.4.6 Objetivo 6	21
1 BASES CONCEPTUALES DE LA CONFIABILIDAD	22
1.1 OBJETIVO	22
1.2 INTRODUCCIÓN	22
1.3 INICIO Y EVOLUCIÓN.....	22
1.4 VISIÓN DE LA CONFIABILIDAD DENTRO DEL MANTENIMIENTO INDUSTRIAL.....	23
1.5 DEFINICIÓN DE CONFIABILIDAD	25
1.6 TIPOS DE CONFIABILIDAD	26
1.6.1 Confiabilidad de fabricación.....	26
1.6.2 Confiabilidad de instalación	27
1.6.3 Confiabilidad de diseño	27
1.6.4 Confiabilidad de operación y manipulación	27
1.6.5 Confiabilidad humana.....	27
1.6.6 Confiabilidad de mantenimiento.....	27

1.7	PROBABILIDAD	28
1.8	FALLA	28
1.9	SISTEMA	28
1.10	CURVA DE DAVIES O CURVA DE LA BAÑERA	29
1.11	CALIDAD EN LOS DATOS DE CONFIABILIDAD	31
1.12	CONCLUSIONES.....	32
2	FUNDAMENTOS MATEMÁTICOS PARA EL ANÁLISIS Y EL CÁLCULO DE LA CONFIABILIDAD	33
2.1	OBJETIVO	33
2.2	INTRODUCCIÓN	33
2.3	METODOLOGÍA PARA EL CÁLCULO DE LA CONFIABILIDAD	34
2.4	FORMULACIÓN MATEMÁTICA DE LA CONFIABILIDAD.....	36
2.4.1	Función de densidad de probabilidad de fallas.....	37
2.4.2	Función de confiabilidad	38
2.4.3	Función de no confiabilidad	39
2.4.4	Función de tasa de fallas.....	40
2.4.5	Tiempo medio entre fallas (<i>MTBF</i>)	40
2.4.6	Tiempo para fallar (<i>MTTF</i>).....	41
2.5	MÉTODOS DE ESTIMACIÓN DE PARÁMETROS	41
2.5.1	Estimación de la no confiabilidad.....	41
2.5.2	Método gráfico	42
2.5.3	Método de regresión lineal con mínimos cuadrados.....	43
2.5.4	Método de máxima verosimilitud	43
2.6	DISTRIBUCIONES TEÓRICAS USADAS EN CONFIABILIDAD.....	44
2.6.1	Distribución exponencial	45
2.6.2	Distribución log-normal	46
2.6.3	Distribución de Weibull	47
2.6.4	Distribución gamma	48
2.6.5	Otras distribuciones	49
2.7	PRUEBAS DE BONDAD DE AJUSTE	50

2.7.1	Prueba de Kolmogorov-Smirnov.....	51
2.7.2	Prueba de Anderson-Darling	51
2.7.3	Prueba de χ^2 al cuadrado.....	52
2.8	CONCLUSIONES.....	52
3	PROCESOS ESTOCÁSTICOS HOMOGÉNEOS Y NO HOMOGÉNEOS	53
3.1	OBJETIVO	53
3.2	INTRODUCCIÓN	53
3.3	PROCESO ESTOCÁSTICO.....	53
3.3.1	Definición.....	53
3.3.2	Espacio de estados del sistema	56
3.3.3	Clases de procesos estocásticos.....	56
3.4	PROCESOS ESTOCÁSTICOS HOMOGÉNEOS.....	58
3.4.1	Proceso de Poisson homogéneo.....	58
3.4.2	Proceso de Markov.....	61
3.4.3	Proceso de Bernoulli.....	63
3.5	PROCESOS ESTOCÁSTICOS NO HOMOGÉNEOS	64
3.5.1	Proceso no homogéneo de Poisson	64
3.5.2	Proceso de Renovación.....	67
3.6	CONCLUSIONES.....	68
4	ANÁLISIS DE LA TENDENCIA DE DATOS	69
4.1	OBJETIVO	69
4.2	INTRODUCCIÓN	69
4.3	SERIES DE TIEMPO	70
4.3.1	Elementos de una serie de tiempo	71
4.4	MÉTODOS DE PROYECCIÓN DE TENDENCIAS	73
4.4.1	Método por regresión lineal	73
4.4.2	Método de promedio móvil	74
4.4.3	Método de promedio móvil doble.....	75
4.4.4	Suavizado exponencial simple	76
4.4.5	Método de Brown.....	77

4.4.6	Método de Holt	78
4.4.7	Método de Winter	79
4.5	TEST DE LAPLACE	81
4.6	CRECIMIENTO DE LA CONFIABILIDAD: MÉTODO DE DUANE	83
4.7	MODELO DE CROW-AMSAA.....	85
4.8	CONCLUSIONES.....	88
5	CÁLCULOS COMPARATIVOS PARA UN SISTEMA REPARABLE	89
5.1	OBJETIVO	89
5.2	INTRODUCCIÓN	89
5.3	VARIABLES DE ANÁLISIS	90
5.4	METODOLOGÍA DE MODELACIÓN.....	90
5.5	SOFTWARE PARA EL ANÁLISIS.....	92
5.5.1	RGA 6.....	92
5.5.2	Weibull ++7.....	93
5.5.3	Real-Mant versión 2001.....	94
5.5.4	RRAT - <i>Repairable System Reliability Assessment Tools</i>	95
5.6	CÁLCULO DE CONFIABILIDAD PARA MILLACRON-CINCINNATI VT 725 (INY-58)	96
5.6.1	Cálculo asumiendo que el sistema es no reparable	96
5.6.2	Cálculo asumiendo que el sistema es reparable	100
5.6.3	Cálculo dividiendo la inyectora en subsistemas	104
5.7	CÁLCULO DE CONFIABILIDAD PARA REED-PRENTICE VD 1200 (INY29) 109	
5.7.1	Cálculo asumiendo que el sistema es no reparable	110
5.7.2	Cálculo asumiendo que el sistema es reparable	113
5.7.3	Cálculo dividiendo la inyectora en subsistemas	116
5.8	CONCLUSIONES.....	121
6	CONCLUSIONES Y COMPARACIÓN DE RESULTADOS.....	122
6.1	OBJETIVO	122
6.2	CONCLUSIONES.....	122

6.3	PROPUESTAS Y RECOMENDACIONES PARA OTROS PROYECTOS.	127
7	BIBLIOGRAFÍA.....	128
8	CIBERGRAFÍA	136

TABLA DE ILUSTRACIONES

	pág.
Ilustración 1. Los cuatro factores habilitadores de la confiabilidad operacional	24
Ilustración 2. Curva de la bañera, tasa de fallas vs tiempo	30
Ilustración 3. Etapas, causas y estrategias en mantenimiento	31
Ilustración 4. Modelo integral propuesto para la medición de la confiabilidad	35
Ilustración 5. Distribución de fallas de un equipo	36
Ilustración 6. Función de densidad de fallas	38
Ilustración 7. Curvas de la función de supervivencia o confiabilidad	39
Ilustración 8. Gráfica de la función de densidad y de confiabilidad para la distribución exponencial	45
Ilustración 9. Gráfica de la función de densidad y de confiabilidad para la distribución lognormal	46
Ilustración 10. Gráfica de la función de densidad y de confiabilidad para la distribución de Weibull	47
Ilustración 11. Gráfica de la función de densidad y de confiabilidad para la distribución gamma	49
Ilustración 12. Proceso aleatorio representado por sus estados	54
Ilustración 13. Proceso discreto de variable discreta	56
Ilustración 14. Proceso continuo de variable continua	57
Ilustración 15. Proceso discreto de variable continua	57
Ilustración 16. Proceso continuo de variable discreta	58
Ilustración 17. Ejemplo de proceso estocástico puntual	59
Ilustración 18. Integralidad de métodos futuristas actuales	70
Ilustración 19. Elementos de una serie de tiempo	71
Ilustración 20. Gráfica del comportamiento de la tendencia	72
Ilustración 21. Serie temporal con comportamiento estacional	72

Ilustración 22. Ruido en una serie temporal.....	73
Ilustración 23. <i>MTBF</i> acumulativo contra la prueba acumulativa de tiempo postulado por Duane.....	84
Ilustración 24. Metodología de modelación.....	91
Ilustración 25. Software RGA 6.....	92
Ilustración 26. Software Weibull++7.....	94
Ilustración 27. Software Real-Mant versión 2001.....	95
Ilustración 28. Software RRAT.....	96
Ilustración 29. Tasa de fallas como sistema no reparable de INY-58.....	99
Ilustración 30. Confiabilidad instantánea asumida como sistema no reparable INY-58.....	100
Ilustración 31. Valor del test de Laplace para INY-58.....	101
Ilustración 32. Tasa de reparaciones como sistema reparable para INY-58.....	103
Ilustración 33. Confiabilidad instantánea asumida como sistema reparable INY-58.....	104
Ilustración 34. Confiabilidad instantánea asumida como sistema no reparable y dividida en subsistemas para INY-58.....	107
Ilustración 35. Confiabilidad instantánea asumida como sistema reparable y dividida en subsistemas para INY-58.....	109
Ilustración 36. Tasa de fallas como sistema no reparable de INY-29.....	112
Ilustración 37. Confiabilidad instantánea asumida como sistema no reparable INY-29.....	113
Ilustración 38. Tasa de reparaciones como sistema reparable INY-29.....	115
Ilustración 39. Confiabilidad instantánea asumida como sistema reparable INY-29.....	116
Ilustración 40. Confiabilidad instantánea asumida como sistema no reparable y dividida en subsistemas para INY-29.....	119
Ilustración 41. Confiabilidad instantánea asumida como sistema reparable y dividida en subsistemas para INY-29.....	120

TABLA DE TABLAS

pág.

Tabla 1. Datos históricos de falla de INY-58.....	97
Tabla 2. Selección de la mejor distribución para INY-58 (sistema no reparable)...	98
Tabla 3. Síntesis de resultados de cálculo para INY-58 asumiéndola como sistema no reparable	98
Tabla 4. Síntesis de resultados de cálculo para INY-58 asumiéndola como sistema reparable	102
Tabla 5. Datos históricos de falla de INY-58 divididos por subsistemas	105
Tabla 6. Síntesis de resultados de cálculo para INY-58 dividida en subsistemas asumidos como no reparables	106
Tabla 7. Síntesis de resultados de cálculo para INY-58 dividida en subsistemas asumidos como reparables.....	108
Tabla 8. Datos históricos de falla de INY-29.....	110
Tabla 9. Síntesis de resultados de cálculo para INY-29 asumiéndola como sistema no reparable	111
Tabla 10. Síntesis de resultados de cálculo para INY-29 asumiéndola como sistema reparable	114
Tabla 11. Datos históricos de falla de INY-29 divididos por subsistemas	117
Tabla 12. Síntesis de resultados de cálculo para INY-29 dividida en subsistemas asumidos como no reparables.....	118
Tabla 13. Síntesis de resultados de cálculo para INY-29 dividida en subsistemas asumidos como reparables	119

TABLA DE ECUACIONES

	pág.
Ecuación 1. Definición matemática de la función de densidad	37
Ecuación 2. Condiciones de la función de densidad	38
Ecuación 3. Definición matemática de la función de confiabilidad o supervivencia	39
Ecuación 4. Definición matemática de la función de no confiabilidad	40
Ecuación 5. Rata de falla de un sistema	40
Ecuación 6. Definición matemática del tiempo medio entre fallas - <i>MTBF</i>	40
Ecuación 7. Aproximación de Benard para el rango de mediana.	42
Ecuación 8. Función de confiabilidad para Poisson homogéneo	59
Ecuación 9. Cadena de Markov	62
Ecuación 10. Propiedad de la cadena de Markov	62
Ecuación 11. Caracterización matemática de la cadena de Markov	63
Ecuación 12. Distribución exponencial de la función de densidad de la cadena Markov	63
Ecuación 13. Función de Confiabilidad para Poisson no homogéneo	64
Ecuación 14. Estimador exponencial polinomio para <i>NHPP</i>	66
Ecuación 15. Estimador normal para <i>NHPP</i>	67
Ecuación 16. Tiempo hasta la n-ésima renovación.....	67
Ecuación 17. Número de renovaciones en el intervalo de tiempo (0,t]	67
Ecuación 18. Ecuación de una línea de regresión	74
Ecuación 19. Promedio móvil.....	74
Ecuación 20. Segundo promedio móvil.....	75
Ecuación 21. Cálculo de la diferencia entre ambos promedios móviles	75
Ecuación 22. Pendiente que cambia a través de la serie	75
Ecuación 23. Pronóstico de periodos m en el futuro	75

Ecuación 24. Pronóstico con atenuación exponencial simple	76
Ecuación 25. Valor simple atenuado exponencialmente	77
Ecuación 26. Valor doblemente atenuado exponencialmente (método de Brown).....	77
Ecuación 27. Diferencia entre los valores atenuados exponencialmente (método de Brown)	77
Ecuación 28. Factor adicional de ajuste (método de Brown)	77
Ecuación 29. Pronóstico de p periodos en el futuro (método de Brown)	77
Ecuación 30. Serie exponencialmente atenuada (método de Holt)	78
Ecuación 31. Estimación de la tendencia (método de Holt)	78
Ecuación 32. Pronóstico de p periodos en el futuro (método de Holt)	78
Ecuación 33. Serie exponencial atenuada (método de Winter)	79
Ecuación 34. Estimación de la tendencia (método de Winter)	80
Ecuación 35. Estimación de la estacionalidad (método de Winter).....	80
Ecuación 36. Pronóstico de p periodos en el futuro (método de Winter)	80
Ecuación 37. Valor inicial del nivel L_t	80
Ecuación 38. Promedio móvil de orden e	81
Ecuación 39. Índice estacional inicial.....	81
Ecuación 40. Test de Laplace o prueba del centroide	82
Ecuación 41. Modelo de Duane bajo ley de potencia	84
Ecuación 42. Modelo de Duane estándar	85
Ecuación 43. Alineación del modelo de Duane.....	85
Ecuación 44. Esperanza de la tasa de falla dependiente del tiempo (Crow-AMSAA)	86
Ecuación 45. Función de tasa de fallas aproximada Weibull (Crow-AMSAA).....	86
Ecuación 46. Función de intensidad de fallas instantáneas (Crow-AMSAA)	87
Ecuación 47. <i>MTBF</i> instantáneo (Crow-AMSAA).....	87
Ecuación 48. Parámetro λ para Crow-AMSAA.....	87
Ecuación 49. Parámetro β Crow-AMSAA	87

0 PRÓLOGO

0.1 INTRODUCCIÓN

La evolución de los procedimientos de control de activos y regulación de procesos operativos en torno a las labores específicas implementadas por el mantenimiento industrial surge de la necesidad básica de encontrar parámetros equivalentes para la toma de decisiones mediante prospectiva de análisis por medio de la recolección de datos y estados de los activos.

Las filosofías, metodologías y prácticas de gestión proactivas dentro del mantenimiento industrial tienen una base muy sólida en los desarrollos cognoscitivos de la interpretación de los antecedentes en los procesos productivos, en tanto que se determinan conclusiones y se desarrollan técnicas homogéneas para las actividades de mantenimiento.

El estudio científico del mantenimiento industrial permite elaborar técnicas de análisis superior a la experiencia empírica con base en el estudio matemático o probabilístico del comportamiento de las variables relacionadas en un proceso. En esta medida podemos utilizar el concepto de confiabilidad como una herramienta base de decisión superior de la cual se obtengan conclusiones y pronósticos de los comportamientos (CONFIABILIDAD-MANTENIMIENTO @¹ 2007).

El trabajo pretende determinar una cadena de conclusiones sobre el comportamiento de los modelos homogéneos y no homogéneos en los sistemas reparables, entendiendo un sistema como el conjunto de elementos desarrolladores de un objetivo o como la unidad mínima funcional de un proceso productivo (Vallejo, 2007).

¹ @, símbolo para citar referencia extraídas desde Internet.

La validación de todo el estudio contenido en este proyecto parte por los datos que suministra Industrias ESTRA S.A. concernientes a dos de sus máquinas inyectoras. La ayuda de herramientas computacionales en la modelación del comportamiento de los datos históricos de falla facilita la interpretación del comportamiento de los procesos aleatorios de los sistemas reparables.

0.2 JUSTIFICACIÓN

La evaluación de la confiabilidad sobre un conjunto de elementos que conforman un sistema determinado, es una necesidad que día a día se presenta en los diferentes medios de aplicación ingenieril, dada la importancia de contar con sistemas cada vez más confiables que presente un menor número de fallas y la reducción tiempos de no disponibilidad (Forcadas, 1983, 37).

Los recursos disponibles en el medio para tal fin generalmente exigen un conocimiento detallado del tipo de sistema al que desea evaluarse la confiabilidad. Además que los métodos de análisis se ajustan cada vez a procesos en los cuales se permitan predecir los comportamientos o en los que se pueda intuir algún patrón de tendencia.

El amplio estudio sobre las diferentes herramientas de análisis de la confiabilidad permite al sector ingenieril, ajustar los comportamientos de sus activos de tal forma que se pueda rastrear la historia de incidentes improductivos de estos modelos funcionales, a la vez que se determinan las acciones de mejora o herramientas de previsión de actividades que permitan postergar la tendencia al desgaste de los sistemas reparables.

La Universidad EAFIT y más específicamente, el grupo de investigación en mantenimiento industrial – GEMI² – perteneciente al Departamento de Ingeniería

² Grupo de Investigación en Mantenimiento Industrial. Universidad EAFIT. Medellín. Colombia

Mecánica, desarrolla un estudio de investigación relacionado con modelos probabilísticos homogéneos y no homogéneos entorno a la confiabilidad. Bajo esta tutoría este proyecto de grado toma sus directrices.

0.3 OBJETIVO GENERAL

Comparar los diferentes métodos estadísticos de tendencia y ajuste de la confiabilidad por actuaciones homogéneas y no homogéneas en el comportamiento histórico de los sistemas reparables en general.

0.4 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

A continuación se presentan los objetivos específicos:

0.4.1 Objetivo 1

Identificar los conceptos básicos de la confiabilidad.

0.4.2 Objetivo 2

Relatar el proceso de formulación del modelo tradicional para el análisis del comportamiento de los datos a la luz de la confiabilidad.

0.4.3 Objetivo 3

Reconocer los diferentes procesos estocásticos de carácter homogéneo y no homogéneo.

0.4.4 Objetivo 4

Describir las bases teóricas del análisis de la tendencia para muestreo de datos en confiabilidad.

0.4.5 Objetivo 5

Modelar matemáticamente el comportamiento de la confiabilidad para un sistema reparable de análisis.

0.4.6 Objetivo 6

Comparar los resultados de las diferentes simulaciones.

1 BASES CONCEPTUALES DE LA CONFIABILIDAD

1.1 OBJETIVO

Identificar los conceptos básicos de la confiabilidad.

1.2 INTRODUCCIÓN

La gestión de mantenimiento de quinta generación (terotecnología) implica el desarrollo secuencial de cuatro niveles: instrumental, operacional, táctico y estratégico.

El nivel estratégico está compuesto por metodologías que se desarrollan con el fin de evaluar el grado de éxito alcanzado con las tácticas empleadas; y es en ese contexto donde el análisis de la confiabilidad a partir de sus bases teóricas cobra validez, en la medida que se determine su período de influencia en las decisiones de los planes estratégicos en la gestión de mantenimiento (Toro, 2001, 45).

La confiabilidad se define como una serie de procesos de mejoramiento continuo, que involucran en forma sistémica, herramientas de diagnóstico, metodologías de análisis y nuevas tecnologías, para optimizar la gestión, planeación, ejecución y control, de la productividad industrial (MISIÓN-CONFIABILIDAD @ 2007).

1.3 INICIO Y EVOLUCIÓN

La complejidad de la vida moderna exige sistemas más confiables. La automatización creciente de los procesos industriales requiere maquinarias de varios tipos que deben funcionar sin fallas, pues una interrupción de su funcionamiento no sólo es extremadamente costosa, sino que puede ser catastrófica. El uso cada vez más creciente de equipos sofisticados en todo tipo

de actividades (comunicaciones, transporte, medicina, investigación, etc.), hace necesario que ellos posean una alta confiabilidad (Rojas, 1975, 3).

La base teórica de la confiabilidad, se empieza a desarrollar en la década de los cincuenta. Inició su estudio el ingeniero sueco, Waloddi Weibull quien la aplicó a la industria metalúrgica (Forcadas, 1983, 37).

Los países desarrollados poseían serios problemas de confiabilidad; se calcula que durante la segunda guerra mundial el 60% del equipo aéreo enviado al lejano oriente desde Estados Unidos, llegó dañado y que el 50% de los repuestos estaban inservibles antes de usarse. La Marina de Guerra de los Estados Unidos, en una encuesta realizada en 1.960, encontró que el equipo electrónico de sus barcos estaba inoperante (dañado o en reparación), las dos terceras partes del tiempo. La Fuerza Aérea de ese mismo país reveló que por cada dólar gastado en la compra de equipos electrónicos, necesitaban 10 dólares para el mantenimiento y reparación de los mismos durante 5 años (Rojas, 1975, 4) (Ramakumar, 1996, 5).

Las técnicas estadísticas de confiabilidad a partir de los años sesenta y hasta la fecha, han sido aplicadas en forma creciente a los procesos de producción y a los productos en los países desarrollados. En la actualidad se puede afirmar que tales técnicas se encuentran en su cima de aplicación y constituyen un mecanismo imprescindible para toda industria bien organizada (Rojas, 1975, 5).

1.4 VISION DE LA CONFIABILIDAD DENTRO DEL MANTENIMIENTO INDUSTRIAL

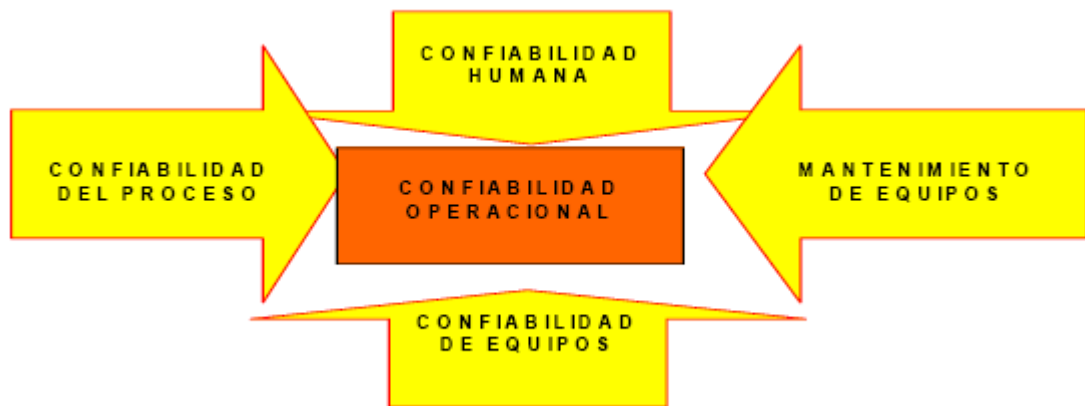
La función del mantenimiento y el entorno de las organizaciones de categoría clase mundial proponen mejorar sus procesos a partir de la práctica “producción basada en la optimización de la confiabilidad operacional”. Esta práctica la define

Woodhouse (1996) como: "la capacidad de una instalación o sistema (integrados por procesos, tecnología y gente), para cumplir su función dentro de sus límites de diseño y bajo un contexto operacional específico" (Labib, 1999).

La confiabilidad lleva implícita la capacidad de la empresa (procesos, tecnología, gente) para cumplir su función o el propósito que se espera de ella, dentro de los límites de diseño y bajo un contexto operacional, siendo el principal factor de éxito la eficacia del mantenimiento (MISIÓN-CONFIABILIDAD @ 2007).

Es importante puntualizar que en un programa de optimización de confiabilidad operacional, es necesario el análisis de cuatro factores habilitadores: confiabilidad humana, confiabilidad de los procesos, mantenibilidad de los equipos y la confiabilidad de los equipos. La variación en conjunto o individual de cualquiera de estos cuatro parámetros, presentados en la Ilustración 1, afecta el comportamiento global de la confiabilidad operacional de un determinado sistema (OPTIMIZAR LA CONFIABILIDAD @ 2004).

Ilustración 1. Los cuatro factores habilitadores de la confiabilidad operacional



OPTIMIZAR LA CONFIABILIDAD @ 2004

1.5 DEFINICIÓN DE CONFIABILIDAD

Las definiciones del término confiabilidad desde el punto de vista de varios autores se muestra a continuación.

Jaime Rojas Arias define la confiabilidad de tres formas:

- En términos generales, se dice que un producto o servicio confiable es aquel que se puede esperar que realice las funciones para las que fue diseñado, en el momento en el que se le necesite.
- La confiabilidad de un equipo, componente o sistema, es la probabilidad de que desempeñe satisfactoriamente las funciones para las que fue diseñado, durante el período de tiempo especificado y bajo condiciones de operación dadas.
- La confiabilidad es una propiedad que se extiende en el tiempo y está determinada por el diseño, las características de calidad mantenidas durante el proceso de producción y las condiciones de operación (Rojas, 1975, 1-2).

Ángel Díaz Matalobos define la palabra confiabilidad como:

- La probabilidad de que un equipo cumpla una misión específica bajo condiciones de uso determinadas en un período determinado (Díaz, 1992, 3).

Las definiciones dadas por los autores acerca de la confiabilidad tienen ciertas características en común, tales como:

- La probabilidad de que suceda un evento (falla).
- El funcionamiento adecuado del equipo o sistema.
- Un entorno en el cual están desempeñando su función o servicio.
- El tiempo u otra variable aleatoria en la que se extiende (Henao, 2001, 2-2) (Vallejo, 2007).

1.6 TIPOS DE CONFIABILIDAD

La confiabilidad del equipo³ se basa en dos factores: confiabilidad intrínseca y confiabilidad operativa. La confiabilidad intrínseca se basa en el diseño y se determina durante la fase de fabricación e instalación. La confiabilidad operativa la determina el usuario y está relacionada con el modo y condiciones con que se opera el equipo. La confiabilidad total es el producto de estas dos cualidades (Nakajima y otros, 1991, 53).

Las siguientes descripciones corresponden a diferentes contextos de la confiabilidad:

1.6.1 Confiabilidad de fabricación

La fabricación y ensamblaje de piezas defectuosas pueden tener como resultado falta de exactitud dimensional, formas incorrectas de las piezas y ensamblaje pobre.

³ Entiéndase también como sistema.

1.6.2 Confiabilidad de instalación

La instalación no apropiada tiene como resultado vibraciones excesivas, equipos no nivelados y defectos en cables y tuberías.

1.6.3 Confiabilidad de diseño

El diseño defectuoso incluye plantillas que no encajan con la forma de las piezas de trabajo, mecanismos defectuosos, vida útil corta de las piezas, selección de piezas equivocadas, sistemas defectuosos de instrumentos de detección, etc. (Henao y otra, 2001, 3).

1.6.4 Confiabilidad de operación y manipulación

Los errores pueden reducir la confiabilidad de operación, estos errores pueden ser de manipulación, preparación y ajuste, estándares operativos incorrectos y deficiencia en el mantenimiento de las condiciones básicas (limpieza, lubricación y apriete de tornillos).

1.6.5 Confiabilidad humana.

La confiabilidad humana, también conocida como confiabilidad del talento humano, se define como la probabilidad de desempeño eficiente y eficaz de todas las personas, en todos los procesos, sin cometer errores o fallas derivados del conocimiento y actuar humano, durante su competencia laboral, dentro de un entorno organizacional específico (GARCÍA @ 2006).

1.6.6 Confiabilidad de mantenimiento

La confiabilidad del equipo disminuye también por errores de mantenimiento, tales como sustitución y ensamblaje incorrectos de piezas (Henao y otra, 2001, 3).

1.7 PROBABILIDAD

La confiabilidad es un valor probabilístico y como tal es una unidad de medida que puede ser usada para evaluar la efectividad de cualquier programa de control (puede ser de calidad, inspección, etc.) (Arroyave, 2001, 48).

Las mediciones de CM⁴ se hacen en términos de probabilidad, la cual se define en forma clásica como el resultados de dividir el número de veces de los casos estudiados (intentos o eventos, favorables o no) entre el número total posible de casos (intentos o eventos); en la medida que la cantidad⁵ de intentos o casos posibles sea mayor la probabilidad se vuelve más exacta y cercana al valor real (Mora, 2006, 69).

1.8 FALLA

El concepto inicial dado por Forcadas (1975, 37) define falla como la pérdida de la facultad de un producto o de un componente para realizar una función requerida, por cualquier motivo y en cualquier grado.

La falla se define literalmente como la inhabilidad de un sistema o componente de sistema para desempeñar una función requerida dentro de límites especificados. El criterio de falla depende en gran parte del contexto de uso, y este como tal puede ser subjetivo (Caro, 2006).

1.9 SISTEMA

Conjunto de componentes relacionados entre sí para llevar a cabo una misión conjunta. Se supone que los componentes de un sistema fallan independientemente unos de otros (Forcadas, 1975, 38).

⁴ CM: Confiabilidad Mantenibilidad

⁵ Se recomienda valores superiores a treinta y un experimento (Levin, 1997).

Los sistemas pueden dividirse en sistemas reparables y no reparables. Se considera un sistema reparable aquel que, después de fallar en realizar al menos una de sus funciones requeridas, puede ser restaurado para realizar todas sus funciones requeridas por cualquier otro método que no sea el reemplazo del sistema entero. Los sistemas no reparables implica un cambio completo (Muñiz y otros, 2004, 1).

El análisis de sistemas reparables requiere técnicas diferentes a las utilizadas en sistemas no reparables, que se basan en muestras aleatorias. En la práctica se encuentran equipos complejos compuestos de muchos elementos unidos y dependientes unos de otros. Las dos configuraciones más típicas son en serie y en paralelo (Navarro, 1997, 17) (RUIZ @ 2004).

Bajo el punto de vista de confiabilidad, se considera un sistema en serie cuando el fallo de uno de sus elementos conlleva al fallo total del sistema. Por otra parte, se considera en paralelo cuando el sistema funciona siempre que funcione al menos uno de sus componentes. El fallo se producirá cuando se haya desatado en todos sus elementos (Céspedes y otro, 2005, 34-35).

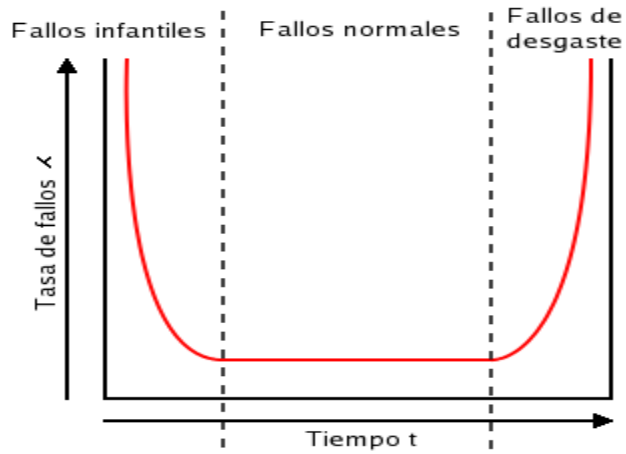
1.10 CURVA DE DAVIES O CURVA DE LA BAÑERA

La curva de Davies o curva de la bañera es la forma típica de la función de riesgo o tasa de fallas graficadas contra el tiempo de vida de una entidad.

La gráfica decrece al comienzo (región I), debido a las fallas tempranas (también llamada mortalidad infantil); se estabiliza cerca a una constante (región II), a lo largo de su vida útil (también llamada etapa de rodaje) y finalmente se incrementa rápidamente (región III), por el desgaste, envejecimiento o fatiga (Ramakumar, 1993, 59) (Rodríguez y otros, 2004, 14).

La ilustración siguiente es una representación gráfica de la curva de Davies, en sus tres etapas y su tasa de fallas:

Ilustración 2. Curva de la bañera, tasa de fallas vs tiempo



WIKIPEDIA1 @ 2007

Se detallan las causas y estrategias de cada etapa en la siguiente ilustración:

Ilustración 3. Etapas, causas y estrategias en mantenimiento⁶

Etapa	Causas	Estrategias
Mortalidad infantil o rodaje	Defectos de manufactura. Defectos en soldadura. Grietas, mal selección. Partes defectuosas. Mal montaje. Bajo control de calidad. Contaminación. Mal diseño y acabados. Mala reparación. Mantenimiento inadecuado. Entorno de trabajo	Pruebas de arranque. Verificación de diseño y construcción. Pruebas de recepción y aceptación.
Vida normal	Medio ambiente Exceso de carga. Mala operación. Errores humanos. Acciones fortuitas. Cambios operacionales o referencias de producción.	Lubricación y engrase adecuado. Tribología. Vibraciones. Condiciones de operación normales.
Vejez	Fatiga. Corrosión. Fricción. Carga cíclica "vejez". Fallas de los elementos o mecanismos.	Mantenimiento preventivo Vibraciones. Reemplazo de partes. Tecnología. Predictivo. Tero tecnología.

1.11 CALIDAD EN LOS DATOS DE CONFIABILIDAD

La calidad en los datos consiste principalmente en chequear la precisión y la relevancia de éstos, tomados para una determinada aplicación.

Esta calidad en los datos de confiabilidad depende de algunos factores como:

⁶ Resumen conceptual de los gráficos contenidos en (Rodríguez, 2004, 15) y (Toro y otro, 2001, 15).

- Cantidad de fallas reportadas, donde se puede preguntar si la totalidad de las fallas presentadas fueron reportadas.
- La coherencia que se presenta en las órdenes de trabajo entre los códigos asignados a los diferentes tipos de causas de reparación.
- La correcta identificación del componente, mecanismo y parte que falló.
- Condiciones ambientales de operación (temperatura, humedad), condiciones de operación (sobrecargas), operación y rutinas de mantenimiento.
- Factores debidos a falencias de diseño.
- Tendencias de comportamiento de componentes como mortalidad infantil (Céspedes y otro, 2005, 80).

1.12 CONCLUSIONES

La evaluación del desempeño de un sistema sujeto a criterios de confiabilidad, está influenciada por factores intrínsecos al diseño; además por los diferentes agentes ambientales, humanos y operacionales que puedan presentarse en la función objetivo del sistema.

La confiabilidad es un parámetro de ejecución o gestión de mantenimiento, por tanto debe convertirse en una herramienta de análisis de los diferentes agentes causales de fallas a la vez que promueva la eliminación de errores de apreciación.

2 FUNDAMENTOS MATEMÁTICOS PARA EL ANÁLISIS Y EL CÁLCULO DE LA CONFIABILIDAD

2.1 OBJETIVO

Relatar el proceso de formulación del modelo tradicional para el análisis del comportamiento de los datos a la luz de la confiabilidad.

2.2 INTRODUCCIÓN

La aplicación más importante de la estadística de fallas al mantenimiento radica en el suministro de información para los diseñadores e ingenieros de confiabilidad, que les permita determinar con mayor certeza las confiabilidades, disponibilidades y esperanzas de vida para un sistema (Kelly, 1998, 29).

Los estudios pormenorizados de los diferentes métodos, metódicas y metodologías de análisis de la confiabilidad permiten dar cuenta sobre el margen de error obtenido en los modelos matemáticos. Es decir el grado de lejanía de la formulación teórica en comparación a los hechos tangibles.

La ingeniería basada en principios de confiabilidad provee factores para el análisis de las causas de las fallas, por medio de una buena organización de los datos históricos de fallas. Las herramientas de confiabilidad convierten ideas probabilísticas inciertas en métodos determinísticos, los cuales guían las predicciones con el fin de reducir las fallas y los costos de las mismas (BARRINGER @ 2003).

2.3 METODOLOGÍA PARA EL CÁLCULO DE LA CONFIABILIDAD

La confiabilidad no es posible medirla en forma instantánea, tal como se hace con la calidad. Un producto puede satisfacer una serie de especificaciones de calidad y, sin embargo, puede ser poco confiable. Toda técnica de medición de la confiabilidad debe basarse en pruebas o ensayos de funcionamiento a través del tiempo y bajo condiciones de operación controladas (Rojas, 1975, 5).

El método más indicado para que se produzcan conclusiones a partir del comportamiento de un sistema reparable y en el caso particular del proceso de obtención de los índices CMD⁷, el método puede ser el siguiente:

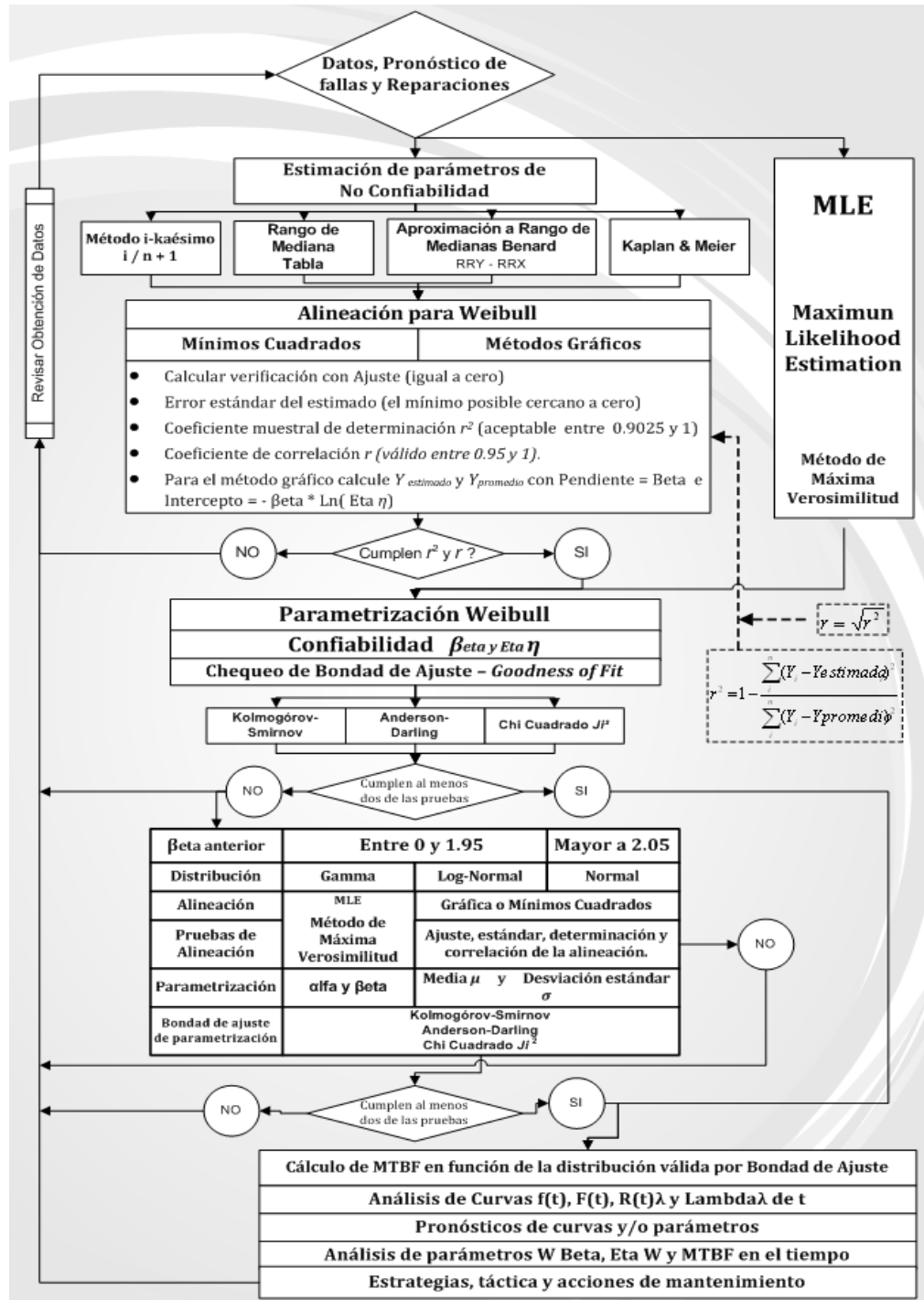
- a. Recopilación y validación de los datos (modos de fallas, tiempos operativos y tiempo fuera de servicio)
- b. Análisis de la tendencia de los datos (tendencia creciente, decreciente, constante)
- c. Ajuste estadístico (OPTIMIZAR LA CONFIABILIDAD @ 2004)

La confiabilidad se determina bajo un método universalmente aceptado; en cual intervienen diferentes procedimientos estadísticos con el fin de validar los datos iniciales, la correlación de las distribuciones con el comportamiento real y además minimizar el error matemático en las formulaciones necesarias para el cálculo de la confiabilidad.

La siguiente ilustración corresponde al modelo propuesto para el cálculo de la confiabilidad:

⁷ CMD: Siglas de Confiabilidad, Mantenibilidad, Disponibilidad.

Ilustración 4. Modelo integral propuesto para la medición de la confiabilidad⁸



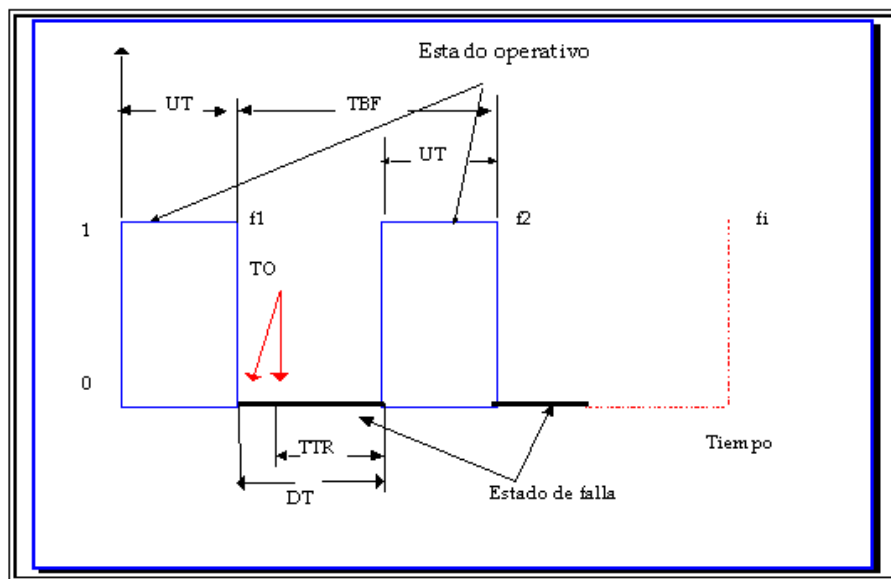
Mora, 2006, 57

⁸ La ilustración corresponde a la sinopsis para el cálculo de la confiabilidad a partir del modelo integral propuesto por el autor para los tres indicadores de mantenimiento – CMD.

2.4 FORMULACIÓN MATEMÁTICA DE LA CONFIABILIDAD

El desarrollo teórico para los indicadores inmersos en las actividades de mantenimiento establece los diferentes estados y fases que un sistema puede tolerar. Por lo tanto se discrimina el progreso y la consecuencia del ciclo de funcionamiento de los sistemas.

Ilustración 5. Distribución de fallas de un equipo



Parra, 1999

- Dónde:
- 1 : condición operacional del equipo
 - 0 : condición no operacional del equipo
 - F_i : falla i -ésima
 - UT : léase en inglés *Up Time* o en español tiempo operativo entre fallas
 - TBF : léase en inglés *Time Between Failures* o en español tiempo entre fallas
 - DT : léase en inglés *Down Time* o en español tiempo no operativo entre fallas

- TTR* : léase en inglés *Time to Repair* o en español tiempo necesario para reparar
- TO* : léase en inglés *Time Out* o en español tiempo fuera de control (tiempo difícil de estimar, se relaciona con la logística del mantenimiento: suplidores, transporte, retrasos, ocio)
- n : número de fallas

2.4.1 Función de densidad de probabilidad de fallas

Las fallas se producen en distintos tiempos o momentos. Por lo tanto, el tiempo en que ocurre una falla es una variable aleatoria. Por este motivo puede expresarse por medio de una función de densidad de probabilidad de fallas. Como toda función de densidad, el área que cubre respecto el eje de abscisas es la unidad (Forcadas, 1983, 39).

La función de densidad $f(t)$ (Ilustración 6) está definida como la derivada de la función de confiabilidad. Esta no es tan efectiva como la función de confiabilidad para comparar dos poblaciones de datos; simboliza la frecuencia relativa de que un elemento alcance un tiempo t de vida (Leemis, 1955, 48) (Kelly y otro, 1998, 15) (Vallejo, 2004 ,53).

Ecuación 1. Definición matemática de la función de densidad

$$f(x) = \frac{1}{N_o} \cdot \frac{\partial N_f}{\partial t} = -\frac{\partial R}{\partial t}$$

N_f : número de falla

N_o : número total de fallas

R : función de confiabilidad

ReliaSoft, 1999, 29⁹

⁹ Citado por Vallejo, 2004, 54

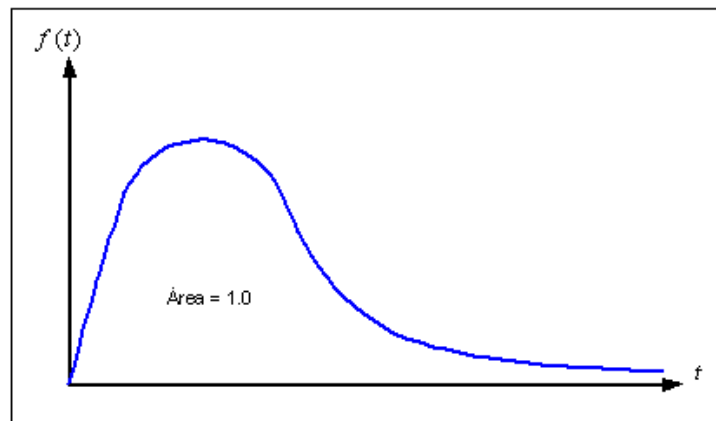
Ecuación 2. Condiciones de la función de densidad

$$\int_0^{\infty} f(t) \cdot dt = 1$$
$$f(t) \geq 0 \text{ para todo } t \geq 0$$
$$f(t) = 0 \text{ para todo } t \leq 0$$

Donde $f(t)$ es la función de densidad

Leemis, 1995, 48

Ilustración 6. Función de densidad de fallas



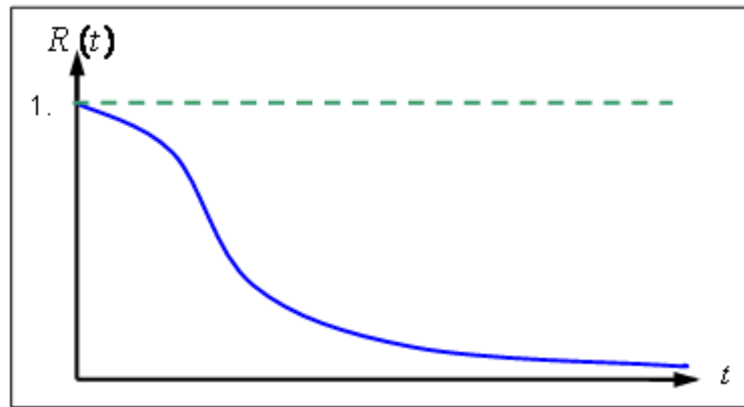
Ebeling, 2005, 25

2.4.2 Función de confiabilidad

La función de confiabilidad también es conocida como función de supervivencia. Representa la probabilidad de que un componente no haya fallado después de determinado tiempo. Puede interpretarse también, como el porcentaje de componentes que sobrevivirán sin fallar después de un tiempo dado (Forcadas, 1983, 39).

La función de supervivencia indica la probabilidad de que un valor X sea mayor o igual a un valor X_n ; es una función decreciente, corresponde con la curva de confiabilidad $R(t)$ y representa la probabilidad de que un elemento esté funcionando después de un tiempo t (Ver Ilustración 7).

Ilustración 7. Curvas de la función de supervivencia o confiabilidad



Ebeling, 2005, 25

Ecuación 3. Definición matemática de la función de confiabilidad o supervivencia

$$R(x) = P(X \geq x) = \int_x^{\infty} f(s) \cdot ds$$

ReliaSoft, 1999, 34¹⁰

2.4.3 Función de no confiabilidad

La función de no confiabilidad también es conocida como función de distribución acumulada y se refiere a la probabilidad de que un valor X sea menor o igual a un valor x_n ; es una función típicamente encontrada en confiabilidad en la curva de probabilidad acumulada (Lewis, 1987, 21) (Vallejo, 2004, 52).

¹⁰ Citado por Vallejo, 2004, 54

Ecuación 4. Definición matemática de la función de no confiabilidad

$$Q(x) = P(X \leq x) = \int_0^x f(s) \cdot ds$$

Forcadas, 1983, 39

2.4.4 Función de tasa de fallas

Se llamada tasa de fallas a la relación entre los componentes o productos fallados en un instante dado y los sobrevivientes en este momento (Forcadas, 1983, 40).

Ecuación 5. Rata de falla de un sistema

$$\lambda = \frac{\text{Número de fallas}}{\sum UT}$$

λ : rata de falla del equipo

UT : tiempos de operación

Balbir, S. Dhillon, 1985, 135.

2.4.5 Tiempo medio entre fallas (*MTBF*)

Representa el tiempo promedio durante el cual el componente o sistema funciona sin fallas. Se calcula como la esperanza matemática de la función de densidad de probabilidad de fallas. Una conocida ley estadística enuncia que este valor viene dado, además de su forma convencional, por la integral entre cero e infinito de la función de confiabilidad, por el hecho de que la variable aleatoria es positiva (Forcadas, 1983, 10).

Ecuación 6. Definición matemática del tiempo medio entre fallas - *MTBF*

$$MTBF = \frac{\text{Tiempo_total_calendario}}{\text{número_de_fallas}}$$

Blanchard, 1994, 37.

2.4.6 Tiempo para fallar (*MTTF*)

El tiempo medio para fallar, *MTTF* (*mean time to failure*), es la medida de la tendencia central o esperanza matemática de la distribución asignada para la variable tiempo para fallar, la cual expresa el tiempo operado y se usa generalmente para elementos no reparables. Por tanto este concepto no tendrá incidencia para el proyecto (Billinton y otro, 1993, 253).

2.5 MÉTODOS DE ESTIMACIÓN DE PARÁMETROS

En el análisis de los datos de vida y la ingeniería de confiabilidad se deben estimar los valores de la probabilidad de falla, la probabilidad de éxito o confiabilidad, la vida media, los parámetros de una distribución o cualquier otro parámetro aplicable, que son generalmente los interrogantes de los que se parte en los estudios de confiabilidad (RELIASOFT @ 2000).

2.5.1 Estimación de la no confiabilidad

Los métodos gráfico y de mínimos cuadrados requieren la estimación previa de la no confiabilidad; para ello se requiere obtener los porcentajes acumulados para cada tiempo de falla; entre los métodos existentes hay dos cuyo uso se ha masificado para el cálculo de dicha no confiabilidad y son el rango de mediana y el estimador de Kaplan-Meier.

- Rangos de mediana: el rango de medianas (R_M^{11}) es usado para obtener un estimado de la no confiabilidad para cada falla. Éste es el valor que la probabilidad real de falla debe tener para la n -ésima falla, para una muestra de N datos con un nivel de confianza del 50%.

¹¹ Abreviación para Rango de Mediana

El rango de mediana puede ser estimado de una manera sencilla pero un poco menos precisa a través de la aproximación de Benard (RELIASOFT @ 2000).

Ecuación 7. Aproximación de Benard para el rango de mediana.

$$R_{-M} = \frac{j - 0.3}{N + 0.4}$$

RELIASOFT @ 2000

Donde : R-M : estimador de no confiabilidad del rango de mediana
j : posición del dato ordenada de menor a mayor
N : número total de datos

- Kaplan-Meier: el estimador de Kaplan-Meier (K_M^{12}) es un método alternativo al rango de mediana para calcular un estimado de la no confiabilidad que utiliza igualmente el número de datos de la muestra; éste estimador tiene la desventaja de dar en el último valor una no confiabilidad de cero, por lo cual su fórmula se ha modificado para que pueda usarse en los modelos de estimación gráfica y de mínimos cuadrados (NIST/SEMATECH @ 1999).

2.5.2 Método gráfico

El graficado de los datos en papeles especiales de probabilidad es el primero de los métodos y puede ser fácilmente implementado a mano. El método toma la función de distribución acumulada y trata de alinearla empleando una construcción especial en los ejes "x" y "y" del papel.

¹² Abreviación para Kapla-Meier.

2.5.3 Método de regresión lineal con mínimos cuadrados.

El método permite realizar un ajuste por medio del análisis matemático de regresión lineal con mínimos cuadrados a una línea recta, donde se trata de estimar los parámetros de la pendiente y el intercepto que minimicen el componente aleatorio de error.

El método requiere que una línea recta se ajuste a un conjunto de datos de tal manera que la suma de los cuadrados de las distancias de los puntos a la línea de ajuste sea minimizada. Esta minimización puede desarrollarse tanto en el eje vertical como en el eje horizontal (RELIASOFT @ 2000).

El método de estimación por mínimos cuadrados permite adicionar otro criterio del ajuste de los datos a la distribución: el coeficiente de correlación, el cual es una medida de qué tan bien el modelo se ajusta en la regresión lineal, e indica la correlación existente entre los datos y el estimador de no confiabilidad (rango de mediana o de Kaplan-Meier). Los valores cercanos a uno o menos uno, presentan una alta correlación, en tanto que los valores cercanos a cero no tienen ninguna correlación con el modelo lineal (McClave y otro, 1999, 371).

El método es bastante bueno para las distribuciones que pueden ser alineadas; afortunadamente, la mayoría de las distribuciones usadas en el análisis de fallas son de este tipo. Para estas distribuciones los cálculos son relativamente sencillos y poseen una buena bondad de ajuste a través del factor de correlación. Este método es generalmente usado para un conjunto completo de datos y sin ningún tipo de censurado (RELIASOFT @ 2000).

2.5.4 Método de máxima verosimilitud

Desde el punto de vista estadístico, el método de máxima verosimilitud es el método más robusto para la estimación de parámetros. La idea básica de este

método es obtener el valor más probable de los parámetros para una distribución dada, a través de la maximización de la función de máxima verosimilitud (I) o la de su logaritmo natural (A) aplicada a la función de densidad cuyos parámetros se van a estimar.

El método de máxima verosimilitud tiene muchas propiedades que lo hacen atractivo; entre ellas están: ser asintóticamente consistente que significa que al aumentar el tamaño de la muestra el valor estimado converge al valor correcto, ser asintóticamente eficiente lo que se refleja en que al aumentar el tamaño de la muestra el valor estimado es más preciso y ser asintóticamente imparcial, es decir, que al aumentar el tamaño de la muestra se espera conseguir en promedio el valor correcto. Sin embargo, el tamaño de la muestra necesaria para alcanzar tales propiedades requieren un valor considerablemente alto de datos J (de entre treinta y cincuenta a más de cien), dependiendo de la aplicación, lo que causa para valores pequeños discrepancias en los análisis (RELIASOFT @ 2000) (Cespedes y otro, 2005).

2.6 DISTRIBUCIONES TEÓRICAS USADAS EN CONFIABILIDAD

El estudio de la confiabilidad suele asumir algunas hipótesis fundamentadas en experiencias anteriores que permiten tratamientos analíticos rápidos y a los cuales podemos conferir cierto grado de confianza.

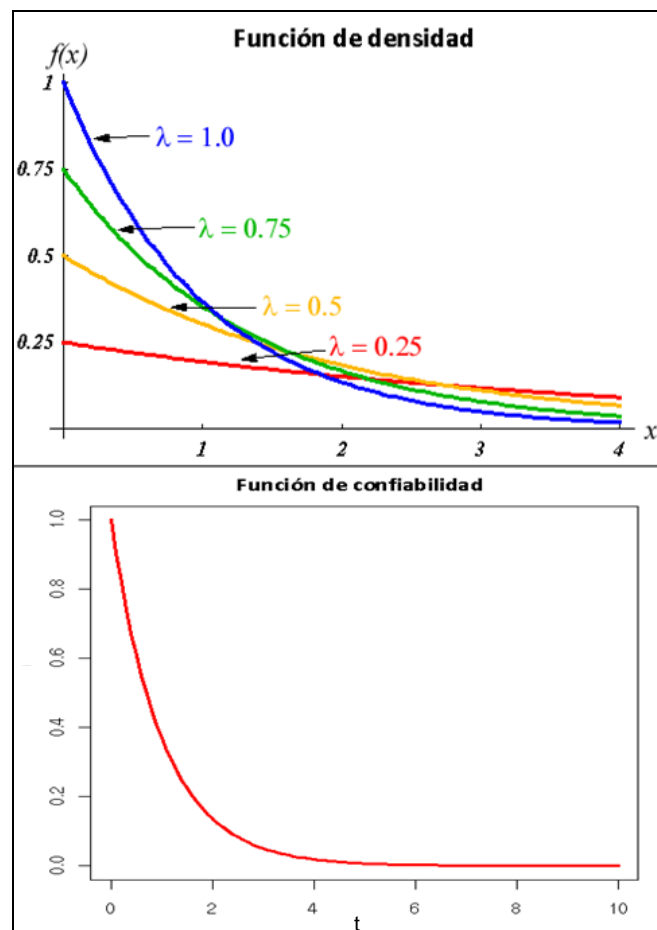
Las hipótesis que se establecen en confiabilidad se refieren a la expresión matemática de la ecuación de densidad de probabilidad de fallas. Son muchas las distribuciones teóricas que han demostrado en determinados casos describir acertadamente los fenómenos implícitos de la confiabilidad (Forcadas, 1983, 41).

Las distribuciones más utilizadas para el análisis de la confiabilidad son la exponencial, la normal y la de Weibull (Navarro y otros, 1997, 18).

2.6.1 Distribución exponencial

La distribución exponencial posee una intensidad constante de fallas. Otra razón para la gran acogida que ha tenido esta distribución (y por cierto, en forma indebida) es la facilidad para operar con ella, ya que todos los cálculos se simplifican notablemente. Siempre que las fallas sean aleatorias (sucesos fortuitos) y no dependan del tiempo que la unidad lleva funcionando, se puede pensar en una distribución exponencial de fallas (Rojas, 1975, 46) (Arroyave, 2001,1-31).

Ilustración 8. Gráfica de la función de densidad y de confiabilidad para la distribución exponencial

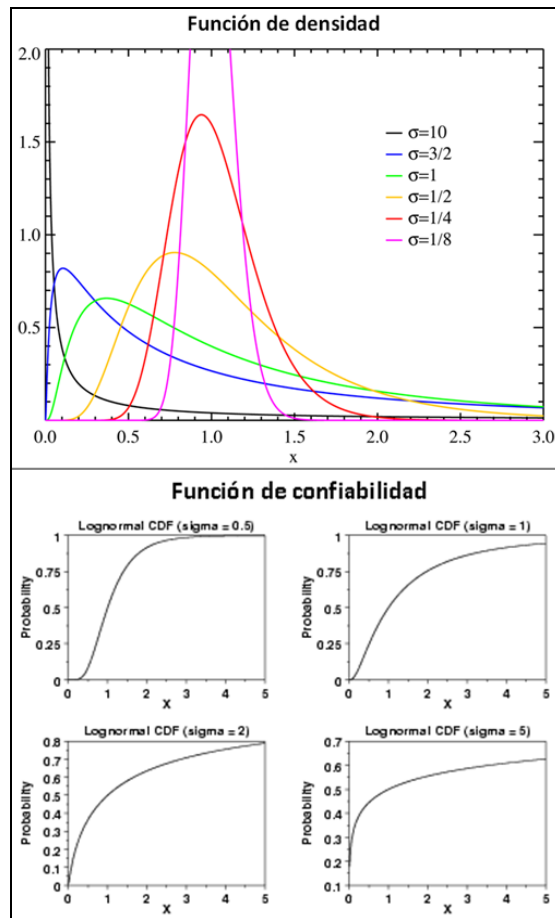


EXPONENTIAL-DISTRIBUTION @ 2007

2.6.2 Distribución log-normal

La distribución log-normal se genera a partir de los parámetros μ y σ debido a que el logaritmo de una variable aleatoria log-normal es una variable aleatoria normal con media μ y desviación estándar σ (Barlow, 1998, 29). La distribución, puede tomar varias formas pero siempre con tendencia o cola hacia su derecha; la razón para ser menos conocida que la distribución de Weibull, es que su función de confiabilidad no tiene forma cerrada, esto es importante para la estimación de sus parámetros que siempre tienen la tendencia de ser muy altos (Ramakumar, 1993, 96) (Vallejo, 2004, 60).

Ilustración 9. Gráfica de la función de densidad y de confiabilidad para la distribución lognormal

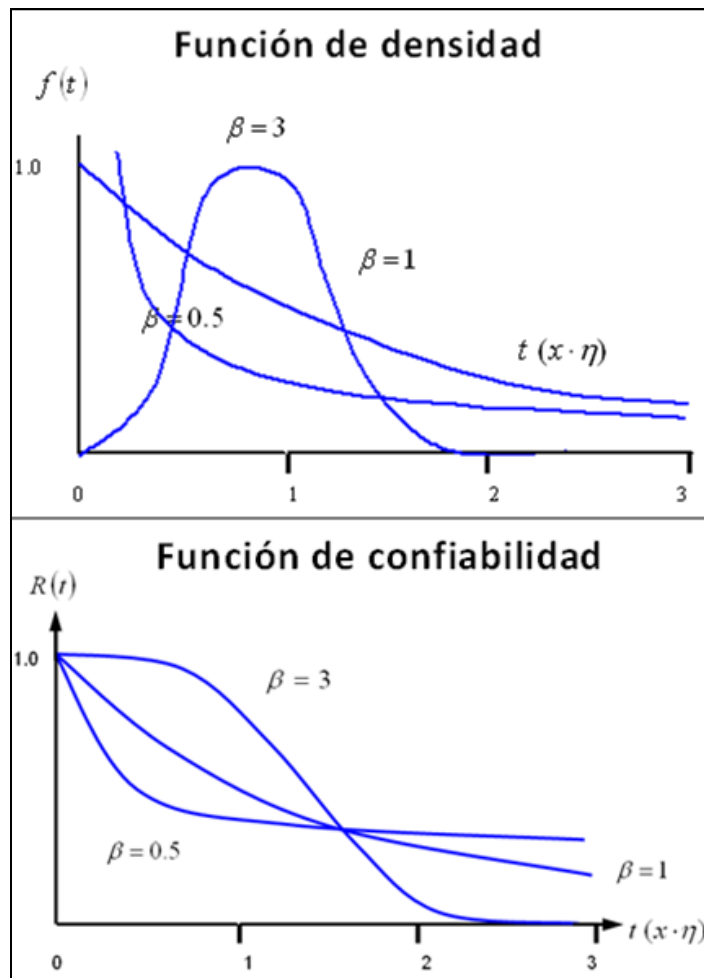


LOGNORMAL-DISTRIBUTION @ 2007

2.6.3 Distribución de Weibull

La distribución de Weibull¹³ es usada con frecuencia para representar la vida de los componentes. Fue usada para describir las variaciones en la resistencia a la fatiga del acero, y posteriormente se ha usado para representar la vida de servicio de tubos y otros equipos electrónicos (Rojas, 1975, 63).

Ilustración 10. Gráfica de la función de densidad y de confiabilidad para la distribución de Weibull



β : parámetro de forma
 η : parámetro de escala

O'Connor, 1989, 45

¹³ Waloddi Weibull (1951).

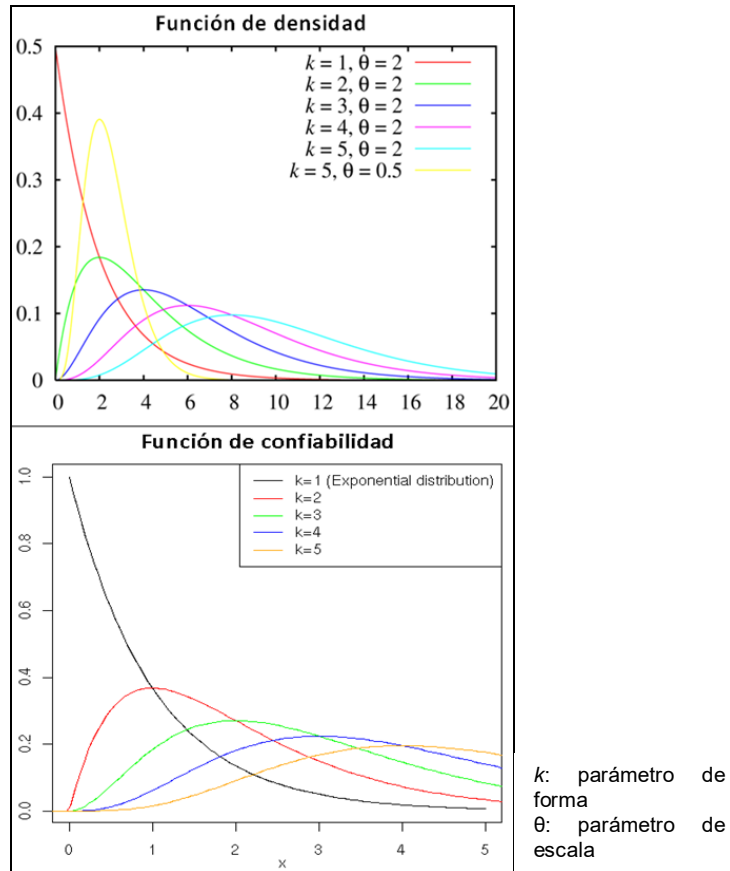
2.6.4 Distribución gamma

La distribución gama posee dos parámetros que tienen propiedades similares a los de la distribución de Weibull, el parámetro de escala y el parámetro de forma, que pueden ser ajustados a los datos obtenidos con gran flexibilidad. La distribución exponencial es un caso especial de la distribución gamma, cuando $\alpha = 1$ (O'Connor, 1989,39) (Ramakumar, 1993, 114).

La distribución gamma es muy conveniente para caracterizar los tiempos de fallas de equipos durante periodos de rodaje, es también muy adecuada para representar sistemas con componentes en “*stand by*”¹⁴ (Rojas, 1975, 92) (Toro y otro, 2001, 49).

¹⁴ Anglicismo utilizado para hacer referencia a componentes en estado de espera.

Ilustración 11. Gráfica de la función de densidad y de confiabilidad para la distribución gamma



GAMMA-DISTRIBUTION @ 2007

2.6.5 Otras distribuciones

- Distribución binomial: es una distribución discreta que se aplica a eventos mutuamente excluyentes como falla o no falla. Permite expresar la probabilidad de tener k veces el evento falla en n ensayos, una vez que se conoce la probabilidad p de una falla (Lewis, 1987, 21).
- Distribución de Poisson: es una distribución discreta, frecuentemente usada en gestión de inventarios. Se usa también, en lugar de la distribución

binomial, cuando se manejan probabilidades de falla bajas (Bazovsky, 1961, 11).

- Distribución beta: es usada principalmente en proceso acotado en dos extremos (Díaz, 1992, 23).
- Distribución de Erlang: es un caso especial de la distribución gamma con parámetro k entero y puede interpretarse como la distribución del tiempo transcurrió entre la primera y la $(k+1)$ ésima falla de un sistema complejo (Rojas, 1975, 92).
- Distribución de Rayleigh: es un caso especial de la distribución de Weibull cuando el parámetro de forma (β) es igual a 2 (Ebeling, 1997, 64).

2.7 PRUEBAS DE BONDAD DE AJUSTE

Las pruebas de bondad de ajuste buscan probar una hipótesis según la cual los datos observados corresponden a una distribución seleccionada bajo los parámetros estimados; entre otras pruebas, para juzgar el ajuste de una muestra se incluyen los métodos visuales y pruebas de tendencia (Vallejo, 2004, 73).

Para el análisis estadístico de datos se necesita determinar que tan bien se ajustan éstos a una distribución que se supone inicialmente. Estas pruebas proporcionan un nivel de significancia a la hipótesis nula (que los datos sí se ajustan a la distribución asumida) la cual puede ser rechazada (O'connor, 1985, 56).

Dentro de las pruebas de bondad y ajuste comúnmente realizadas se encuentran la χ^2 , Kolmogorov-Smirnov y Anderson-Darling.

2.7.1 Prueba de Kolmogorov-Smirnov

La ley de probabilidad que rige el comportamiento de un equipo no resulta ser siempre un análisis sencillo; el criterio de Kolmogorov-Smirnov forma parte de las llamadas pruebas de bondad de ajuste y es el criterio más usado para saber si la ley que rige el comportamiento de los datos es la distribución escogida. Este es un método general que puede usarse para verificar la hipótesis sobre distintas distribuciones de probabilidad (Díaz, 1992, 77).

La prueba de K-S¹⁵ de una muestra se interesa en el grado de acuerdo entre la distribución de un conjunto de valores de la muestra y alguna distribución teórica específica. Determina si razonablemente puede pensarse que las mediciones muestrales provengan de una población que tenga esa distribución teórica (SÁNCHEZ¹⁶ @ 1998).

2.7.2 Prueba de Anderson-Darling

La prueba de Anderson-Darling se usa para probar si una muestra de datos proviene de una población con una distribución específica. Esta prueba es una modificación de la prueba de Kolmogorov-Smirnov, en la cual se da más peso a los valores extremos o colas (Vallejo, 2004, 75).

La prueba de Anderson-Darling hace uso de una distribución específica para calcular los valores críticos, lo cual es una ventaja ya que permite lograr mayor sensibilidad, pero es también una desventaja, ya que el valor crítico debe ser calculado para cada distribución por separado (HANDBOOK @ 2007).

¹⁵ Abreviación para prueba de bondad de ajuste de Kolmogorov-Smirnov.

¹⁶ Citado por (Céspedes y otro, 2005,131).

2.7.3 Prueba de ji al cuadrado

Se usa para verificar cuál es la ley de probabilidad que rige el comportamiento de un equipo. La prueba puede ser aplicada a cualquier distribución univariante, para la cual se pueda calcular su función de distribución acumulada. La prueba es alternativa a las pruebas de Anderson-Darling y Kolmogorov-Smirnov (NIST/SEMATECH @ 1999).

La desventaja que posee la prueba es que debe haber muchos datos para el análisis, como mínimo, tener tres celdas o grupos de datos con cinco datos dentro de cada uno, lo que da un total mínimo de quince datos. La prueba de ji al cuadrado es alternativa a la de Anderson-Darling y Kolmogorov-Smirnov, y posee la ventaja sobre éstos de que puede ser empleada para distribuciones discretas (HANDBOOK @ 2007) (O'Connor, 1985, 55).

2.8 CONCLUSIONES

La formulación matemática dispuesta para el modelo tradicional de cálculo de la confiabilidad ordena los tiempos operativos y no operativos de menor a mayor debido que la metodología lo exige. Esta apreciación impone un grado de incertidumbre al proceso de análisis puesto que distorsiona el historial de desempeño del sistema.

El modelo tradicional o la metodología clásica para determinar la confiabilidad de un sistema, es la puerta de entrada del proyecto; puesto que permite concentrarse en eliminar las diferentes suposiciones que alejan el análisis de la realidad.

3 PROCESOS ESTOCÁSTICOS HOMOGÉNEOS Y NO HOMOGÉNEOS

3.1 OBJETIVO

Reconocer los diferentes procesos estocásticos de carácter homogéneo y no homogéneo.

3.2 INTRODUCCIÓN

Los procesos estocásticos son, en resumen, la generalización para el caso de varias dimensiones, del concepto de variable aleatoria.

Los modelos basados en procesos estocásticos se deben comprender inicialmente bajo una buena comprensión de la teoría elemental de probabilidades y un adecuado manejo de conceptos matemáticos.

3.3 PROCESO ESTOCÁSTICO

3.3.1 Definición

Un proceso estocástico es un conjunto de variables aleatorias $(X(t), t \in \mathbb{N})$, definidas sobre un espacio de probabilidades y que varían en el transcurso del tiempo, donde; t es la unidad de tiempo y $X(t)$ representa el estado del sistema en el instante t (Trivedi, 1982, 309).

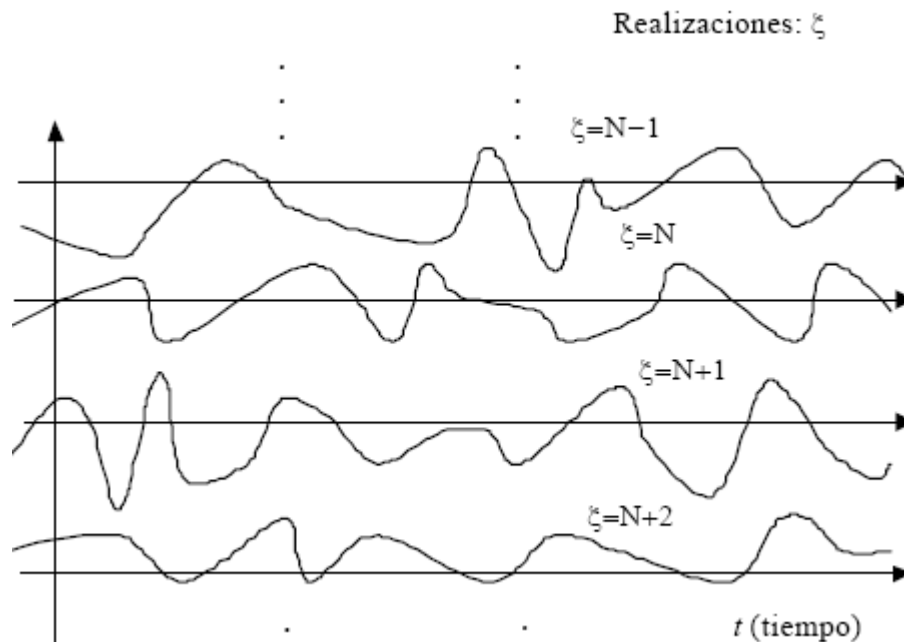
La palabra estocástico es sinónimo de aleatorio. Un proceso estocástico es un sistema que se desarrolla en el tiempo mientras que pasa por fluctuaciones al azar. Los valores asumidos por la variable $X(t)$ se llaman estados y el conjunto formado por todos los posibles valores es el espacio de estados del sistema o

espacio parametral, se representa por el símbolo S . Los cambios en el valor de $X(t)$ reciben el nombre de transiciones entre estados (Zuluaga, 1992, 2).

Los modelos estocásticos son aplicables a cualquier sistema que comprenda variabilidad al azar con el transcurso del tiempo. En geofísica se han usado para la predicción de la magnitud de terremotos (Coleman, 1976, 1-2).

La manera para ilustra estos concepto se da por el siguiente ejemplo; si se diseñan varios receptores de FM y se visualiza el ruido que presentan cuando están desintonizados, se observa que, aunque contruidos bajo el mismo diseño y tipo de dispositivos de principio a fin, las señales recogidas son diferentes en su forma de onda (ver ilustración 1). Es más, cuantos más equipos diferentes se visualizan más formas de onda diferentes se observarían.

Ilustración 12. Proceso aleatorio representado por sus estados



LAGUNAS @ 2003

Por lo tanto, calificar el ruido de un receptor como una señal sería incorrecto y es más adecuado denominarle proceso ya que se manifiesta con infinitas realizaciones o formas de onda diferentes, cada una de ellas asociada a un experimento, que en el caso reseñado es una medida sobre distintos receptores. A este conjunto de señales obtenidas como resultado de distintos experimentos (cada uno de los receptores) se le denominara proceso aleatorio (LAGUNAS @ 2003).

La única manera de representar fenómenos aleatorios es usando sus funciones de densidad de probabilidad. De este modo, cuando fijado el tiempo se ha encontrado una variable aleatoria se ha recurrido a representar la $f(x,t)$ de la variable aleatoria. Para determinar estas relaciones, se aplica la teoría de la probabilidad.

- Procesos estocásticos de parámetro discreto: La colección de variables aleatorias representadas por $(X(t), t \in N)$ donde: N es un intervalo infinito tal como, $N = (0, 1, 2, 3, \dots)$, t es la unidad de tiempo y $X(t)$ es la observación en el tiempo t , es un proceso estocástico de parámetro discreto, si t puede tomar solo valores discretos. En el tiempo $t=1$, la variable aleatoria de lo observado es $X(1)$ y en el tiempo $t=2$, la variable aleatoria de lo observado es $X(2)$...

Ejemplo; el estado de salud de una persona, que puede ser: aliviada, enferma o en recuperación (Zuluaga, 1992, 3).

- Procesos estocásticos de parámetro continuo: Si se tiene un intervalo $N=(0 \leq t < \alpha)$, entonces, $X(t)$ recibe el nombre de proceso estocástico de parámetro continuo.

Ejemplo: el tiempo que tiene que esperar un cliente en un almacén antes de ser atendido.

3.3.2 Espacio de estados del sistema

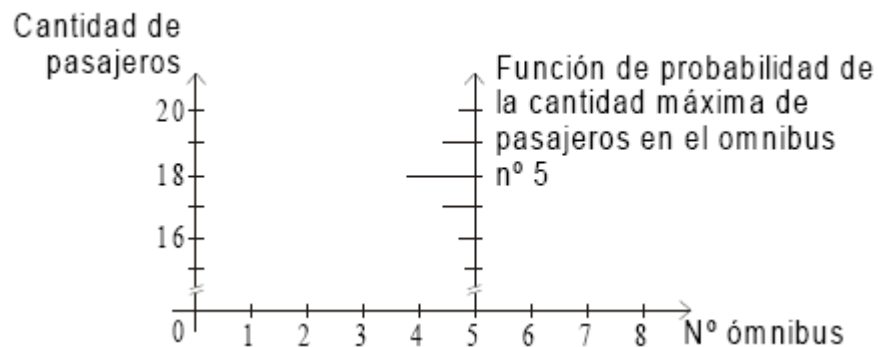
La variable aleatoria $X(t)$ se llama estado del sistema, y el conjunto de sus posibles valores forma el espacio de estados del sistema, representando por el símbolo S . Si S está compuesto por un número finito o infinito numerable de estados, se dice que el proceso es discreto en el espacio, pero si por el contrario, S está compuesto por un conjunto continuo de elementos, se dice que el proceso es continuo en el espacio.

3.3.3 Clases de procesos estocásticos

Los procesos estocásticos se pueden clasificar en cuatro tipos:

- a. Procesos estocásticos con parámetro discreto y espacio de estados del sistema discreto. Ejemplo: cantidad de pasajeros en cada ómnibus que llega

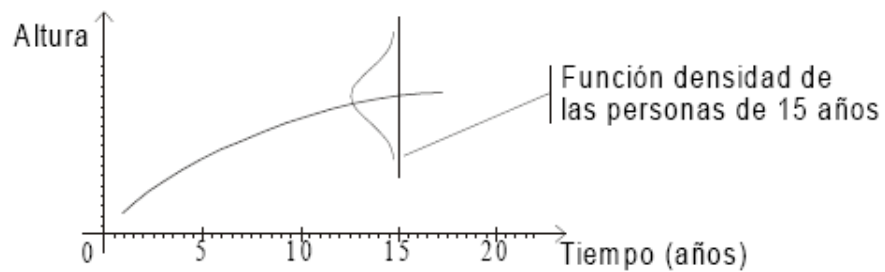
Ilustración 13. Proceso discreto de variable discreta



PROCESO ALEATORIO @ 2007

- b. Procesos estocásticos con parámetro continuo y espacio de estados del sistema continuo. Ejemplo: el crecimiento de las personas

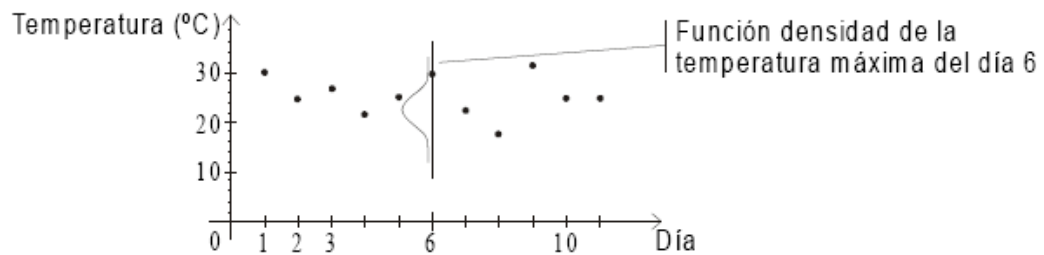
Ilustración 14. Proceso continuo de variable continua



PROCESO ALEATORIO @ 2007

- c. Procesos estocásticos con parámetro continuo y espacio de estados del sistema discreto. Ejemplo: temperatura máxima de cada día.

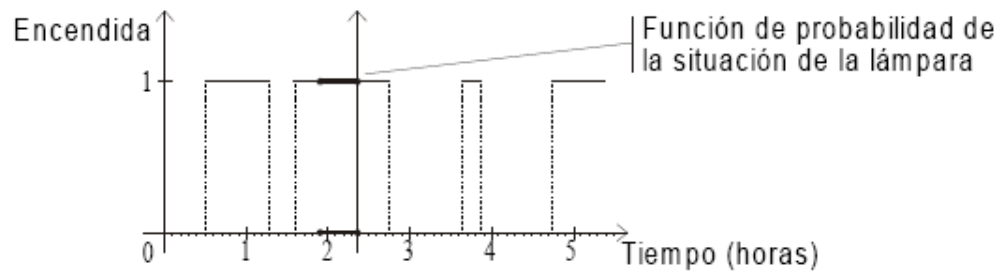
Ilustración 15. Proceso discreto de variable continua



PROCESO ALEATORIO @ 2007

- d. Procesos estocásticos con parámetro discreto y espacio de estados del sistema continuo. Ejemplo: la situación de encendido o apagado de una lámpara.

Ilustración 16. Proceso continuo de variable discreta



PROCESO ALEATORIO @ 2007

Por otra parte, el comportamiento de los sistemas reparables se puede ajustar utilizando dos modelos desde el punto de vista estocástico: el proceso homogéneo de Poisson (*HPP* por sus siglas en inglés) y el proceso no homogéneo de Poisson (*NHPP*) (Palencia y otros, 2006).

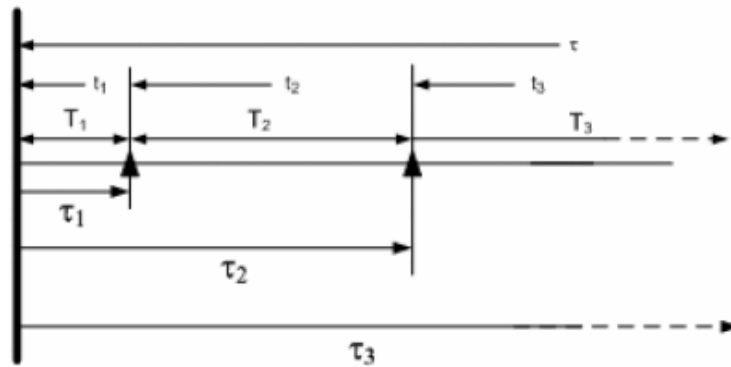
Varios escritores sostienen que los métodos de confiabilidad para equipos no reparables, *HPP*, que tradicionalmente se usan, como la distribución de Weibull, no son apropiados para los sistemas reparables y se sugiere ampliar el modelo a través del proceso no homogéneo de Poisson, *NHPP*, (Palencia y otros, 1984) (O'Connor, 1995).

3.4 PROCESOS ESTOCÁSTICOS HOMOGÉNEOS

3.4.1 Proceso de Poisson homogéneo

El proceso de Poisson consiste en una secuencia de ocurrencias de fallas o averías de un sistema reparable, durante su periodo de funcionamiento. En la Ilustración 5 se demuestra, a modo de ejemplo, una secuencia de ocurrencias de fallas; para un determinado periodo de funcionamiento donde t representa el tiempo de vida (edad) del sistema en el momento de la falla (Mendonça y otra, 2005).

Ilustración 17. Ejemplo de proceso estocástico puntual



Mendonça y otra, 2005

Dónde: t_i : tiempo instantáneo i-ésimo
 T_i : tiempo total en el intervalo i-ésimo
 τ_i : tiempo acumulado i-ésimo

El proceso de Poisson es homogéneo siempre y cuando no sea dependiente del tiempo. Es decir el número de los eventos en un intervalo depende solamente de la longitud del intervalo. La probabilidad de la ocurrencia de los eventos en cualquier período es independiente de lo ocurrido en el período previo. Para este modelo la confiabilidad $R(t)$ se define como:

Ecuación 8. Función de confiabilidad para Poisson homogéneo

$$R(t_2, t_1) = e^{-\lambda \cdot (t_2 - t_1)}$$

Palencia y otros, 2006

Donde: t_2, t_1 : Intervalo de tiempo
 λ : tasa de fallas.

Si el sistema reparable presenta una tasa de fallas constante, la confiabilidad para el próximo periodo de utilización es independiente del tiempo de vida durante lo cual el sistema exhibe una tasa de fallas constante. En este contexto se puede hablar del *MTBF (Mean Time Between Failures)* del sistema, siendo el inverso de la tasa de fallas por tanto siguen un proceso de Poisson homogéneo.

El proceso de Poisson también conocido como ley de los sucesos raros es un proceso de sucesos independientes donde:

- a. El número de sucesos en dos intervalos independientes siempre es independiente
- b. La probabilidad de que un suceso ocurra en un intervalo es proporcional a la longitud del intervalo
- c. La probabilidad de que ocurra más de un suceso en un intervalo suficientemente pequeño es despreciable (no se producirán sucesos simultáneos) (PROCESO POISSON @ 2007)

Los procesos homogéneos tienen una densidad media λ . Eso significa que la media de los sucesos en un intervalo de tiempo t es λ / t .

El tiempo entre dos sucesos de un proceso de Poisson con intensidad media λ es una variable aleatoria de distribución exponencial con parámetro λ . Se pueden modelar muchos fenómenos como un proceso de Poisson.

El número de sucesos en un intervalo de tiempo dado es una variable aleatoria de distribución de Poisson donde λ es la media de números de sucesos en este intervalo. El tiempo hasta que ocurre el suceso número k en un Proceso de Poisson de intensidad λ es una variable aleatoria con distribución gamma o (lo mismo) con distribución de Erlang con $\theta = 1 / \lambda$ (WIKIPEDIA2 @ 2007).

El proceso de Poisson homogéneo, a pesar de la simplicidad de este modelo, es ampliamente utilizado para el equipo y los sistemas reparables a través de la industria. La justificación proviene, en parte, de la forma de la curva de la bañera. La mayoría de los sistemas (herramientas o equipos complejos) pasan la mayor parte de sus tiempos operativos en el segmento constante de tasa de fallas de la curva de la bañera. El proceso de Poisson homogéneo es el único modelo que se aplica a esa porción de la curva, así que es el modelo más popular para la evaluación de la confiabilidad del sistema y el planeamiento de la prueba de la confiabilidad (NIST/SEMATECH @ 1999).

3.4.2 Proceso de Markov

El proceso de Markov recibe su nombre del matemático ruso Andrei Markov, es una serie de eventos, en la cual la probabilidad de que ocurra un evento depende del evento inmediato anterior. En efecto, las cadenas de este tipo tienen memoria. "Recuerdan" el último evento y esto condiciona las posibilidades de los eventos futuros. Esta dependencia del evento anterior distingue a las cadenas de Markov de las series de eventos independientes, como tirar una moneda al aire o un dado (WIKIPEDIA3 @ 2007).

El tipo de proceso mencionado, fue introducido por Markov en un artículo publicado en 1907, presenta una forma de dependencia simple, pero muy útil en muchos modelos, entre las variables aleatorias que forman un proceso estocástico. En los negocios, las cadenas de Markov se han utilizado para analizar los patrones de compra de los deudores morosos, para planear las necesidades de personal y para analizar el reemplazo de equipo (MARKOV @ 2007)

Las matemáticas definen como un proceso estocástico discreto aquel que cumple con la propiedad de Markov, es decir, si se conoce la historia del sistema hasta su

instante actual, su estado presente resume toda la información relevante para describir en probabilidad su estado futuro.

La cadena de Markov es una secuencia X_1, X_2, X_3, \dots de variables aleatorias. El rango de estas variables, es llamado espacio estado, el valor de X_t es el estado del proceso en el tiempo t . Si la distribución de probabilidad condicional de X_{t+1} en estados pasados es una función de X_t por sí sola, entonces:

Ecuación 9. Cadena de Markov

$$P(X_{n+1} = x_{n+1} | X_n = x_n, X_{n-1} = x_{n-1}, \dots, X_2 = x_2, X_1 = x_1) = P(X_{n+1} = x_{n+1} | X_n = x_n).$$

Donde x_i es el estado del proceso en el instante i .

WIKIPEDIA3 @ 2007

- Propiedad de Markov: la propiedad de Markov considera una secuencia discreta $X_1, X_2, \dots, X_i, \dots$ con i indexado en el conjunto \mathbb{R} de números naturales, se consideran las variables aleatorias X_t con t que varía en un intervalo continuo del conjunto de números reales, tendremos una cadena en tiempo continuo. Para este tipo de cadenas en tiempo continuo la propiedad de Markov se expresa de la siguiente manera:

Ecuación 10. Propiedad de la cadena de Markov

$$P(X(t_{n+1}) = x_{n+1} | X(t_n) = x_n, \dots, X(t_1) = x_1) = P(X(t_{n+1}) = x_{n+1} | X(t_n) = x_n)$$

tal que $t_{n+1} > t_n > t_{n-1} > \dots > t_1$

WIKIPEDIA3 @ 2007

- Cadena de Markov y la probabilidad: una cadena de Markov se puede caracterizar por la probabilidad de ir al estado $t+1$ condicionada a que antes estaba en el estado t :

Ecuación 11. Caracterización matemática de la cadena de Markov

$$P(X_{n+1}|X_n)$$

WIKIPEDIA3 @ 2007

La probabilidad de transición del proceso de las cadenas de Markov es que las transiciones entre los estados, sólo puede producirse entre estados vecinos. Solo se puede llegar al estado i desde el estado $i-1$ o bien de $i+1$. Este tipo de estadística se suele encontrar en la distribución exponencial, cuya función de densidad de probabilidad se expresa así:

Ecuación 12. Distribución exponencial de la función de densidad de la cadena Markov

$$f_{\tau}(t) = \lambda e^{-\lambda t} \quad t > 0$$

WIKIPEDIA3 @ 2007

3.4.3 Proceso de Bernoulli

El proceso de Bernoulli no es otra cosa que la repetición de un ensayo de Bernoulli. En el ejemplo de la moneda se estudia cuantas veces sale cara o sale cruz, o las probabilidades de que salga una vez al menos cara de un número de intentos (WIKIPEDIA4 @ 2007). Es importante que se cumpla que:

- a. La probabilidad de éxito permanece constante ensayo tras cada ensayo
- b. Los ensayos deben de ser independientes entre si

3.5 PROCESOS ESTOCÁSTICOS NO HOMOGÉNEOS

El proceso no homogéneo de Poisson posee ciertas características relevantes en el estudio de la confiabilidad de sistemas reparables. En esta media, se presenta un nuevo concepto entorno a la ocurrencia de fallas, este es la tasa de ocurrencia de fallas en el tiempo o en ingles *Rate of Occurrence of Failures at Time – ROCOF* (NIST/SEMATECH @ 1999).

La tasa de ocurrencia de fallas (*ROCOF*) se puede definir como el número de acontecimientos inesperados sobre un rato particular de la operación de un sistema o la frecuencia de ocurrencia con la cual un comportamiento inesperado es probable que ocurra. Por ejemplo, un *ROCOF* de $0.02 = 2/100$, significa que 2 fallas son probables de ocurrir en cada 100 unidades de tiempo de operación. Este índice a veces se llama intensidad de caída. (*ROCOF @ 2000*).

3.5.1 Proceso no homogéneo de Poisson

El proceso no homogéneo de Poisson, *NHPP*¹⁷, es similar al proceso homogéneo de Poisson con la excepción de que el la tasa de fallas es dependiente del tiempo. Por lo tanto, el proceso es no estacionario porque la tasa de fallas no lo es, ni es independiente ni se distribuye de forma idéntica en el tiempo por lo que:

Ecuación 13. Función de Confiabilidad para Poisson no homogéneo

$$R(t_1, t_2) = e^{-\int_{t_1}^{t_2} \lambda(t) dt}$$

Palencia y otros, 2006

Donde: t_2, t_1 : Intervalo de tiempo
 $\lambda(t)$: tasa de fallas dependiente del tiempo

¹⁷ *NHPP*: del ingles *Non Homogeneous Poisson Process*

El proceso no homogéneo de Poisson, como el propio nombre sugiere, son aquellos en que la *ROCOF* (*Rate of Occurrence of Failures af Time*) es variable a lo largo del tiempo.

La presencia de una secuencia no aleatoria de fallos significa que los tiempos desde el último fallo pueden presentar tendencia para disminuir o aumentar a lo largo del tiempo, correspondiendo respectivamente, a un sistema reparable con una *ROCOF* creciente o decreciente (Mendonça y otra, 2005).

Lo expuesto en el texto anterior sugiere que al modelar el comportamiento operativo de los sistemas reparables, debe validarse la tendencia de los tiempos operativos a partir de un método de análisis de tendencia como por ejemplo la prueba del centroide o la transformada de Laplace (Palencia y otra, 2006).

La importancia del *NHPP* reside en el hecho de que no requiere la condición de incrementos estacionarios. Así, hay la posibilidad que los acontecimientos pueden ser más probables de ocurrir durante intervalos específicos. El *NHPP* tiene memoria. Entonces, es una herramienta adecuada para estudiar los acontecimientos donde puede haber acción del tiempo (como envejecimiento) (Saldanha y otros, 2001).

El número de accidentes de tránsito en carreteras, se podría considerar como un buen ejemplo de este proceso; ya que la frecuencia del número de accidentes será alta empezando el año, decrecerá y se hará más o menos cíclica a medida que pasan los días (con mayor frecuencia durante los fines de semana y los puentes festivos) y al final del año la frecuencia volverá a incrementarse (Dyner, 1980).

Para conocer completamente el proceso de Poisson no homogéneo se debe determinar la función de frecuencia o intensidad $\lambda(t)$ asociada al proceso. A continuación se presenten algunos estimadores para la función de frecuencia:

- Estimador exponencial polinómico: el estimador de la función de intensidad $\lambda(t)$ de un *NHPP*, es conocido desde hace muchos años en la literatura estadística (Parzen, 1962) (Cox y otro, 1966) (Lewis, 1972)¹⁸.

Ecuación 14. Estimador exponencial polinómico para *NHPP*

$$\hat{\lambda}(t) = e^{\alpha_0 + \alpha_1 \cdot t + \dots + \alpha_k \cdot t^k}$$

Dyner, 1980, 14

Los modelos estadísticos para la determinación del grado k del polinomio y los parámetros $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_k$ solo se conocen en forma exacta par la $k=1$ y en forma aproximada para $k=2$.

La determinación de $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_k$ debe utilizar métodos numéricos iterativos y las relaciones obtenidas por la función de máxima verosimilitud. El grado k del polinomio se debe tratar de mantener pequeño, pues de lo contrario se tendrían problemas en el proceso de computo (Dyner, 1980, 15)

- Estimador normal: para este estimador no es necesario utilizar la función de máxima verosimilitud.

¹⁸ Citados por Dyner, 1980

Ecuación 15. Estimador normal para *NHPP*

$$\hat{\lambda} \hat{=} e^{\alpha_0 + \alpha_1 \cdot t + \alpha_2 \cdot t^2}$$

$$\alpha_2 < 0$$

Dyner, 1980, 16

3.5.2 Proceso de Renovación

El proceso de renovación se define como una secuencia de variables aleatorias independientes, no negativas e idénticamente distribuidas, T_1, T_2, \dots , con función de distribución $F_T(t) = P(T_i \leq t)$ para $t \geq 0, i=1,2,\dots$. Se considera además, que no son todas cero con probabilidad uno. Los eventos observados (fallas o reparaciones) son llamados renovaciones y consideraremos a $F_T(t)$ como la distribución subyacente del proceso de renovación.

Ecuación 16. Tiempo hasta la *n*-ésima renovación

$$S_n = T_1 + T_2 + \dots + T_n = \sum_{i=1}^n T_i$$

$$S_n = S_{n-1} + T_n$$

Muñiz y otros, 2004, 3

Ecuación 17. Número de renovaciones en el intervalo de tiempo (0,t]

$$N \hat{=} \max \{ n : S_n \leq t \}$$

Muñiz y otros, 2004, 3

3.6 CONCLUSIONES

Dentro de los procesos estocásticos no homogéneos, el más relevante en el análisis de la confiabilidad para sistemas reparables es el proceso de Poisson no homogéneo. Aunque existe otros procesos aleatorios con esta característica como el de Polya, Gompertz, Rayleigh y el Lognormal, todavía su utilidad en la estimación de la confiabilidad de sistemas reparables no está demostrada.

El proceso estocástico de Poisson no homogéneo es la metodología estadística más adecuada para el análisis de la confiabilidad de sistemas reparables toda vez que solo relaciona el tiempo exacto en que ocurre la falla y no los tiempos operativos, por tanto no existe la necesidad de reorganizar los datos lo que ocurre en la metodología tradicional de cálculo de la confiabilidad.

El proceso de Poisson homogéneo es el proceso aleatorio más significativo para el análisis del desempeño de sistemas en operación estándar que no presenten algún signo de degradación. Este proceso puede aproximarse a la distribución exponencial del modelo tradicional de cálculo de la confiabilidad.

4 ANÁLISIS DE LA TENDENCIA DE DATOS

4.1 OBJETIVO

Describir las bases teóricas del análisis de la tendencia para muestreo de datos en confiabilidad.

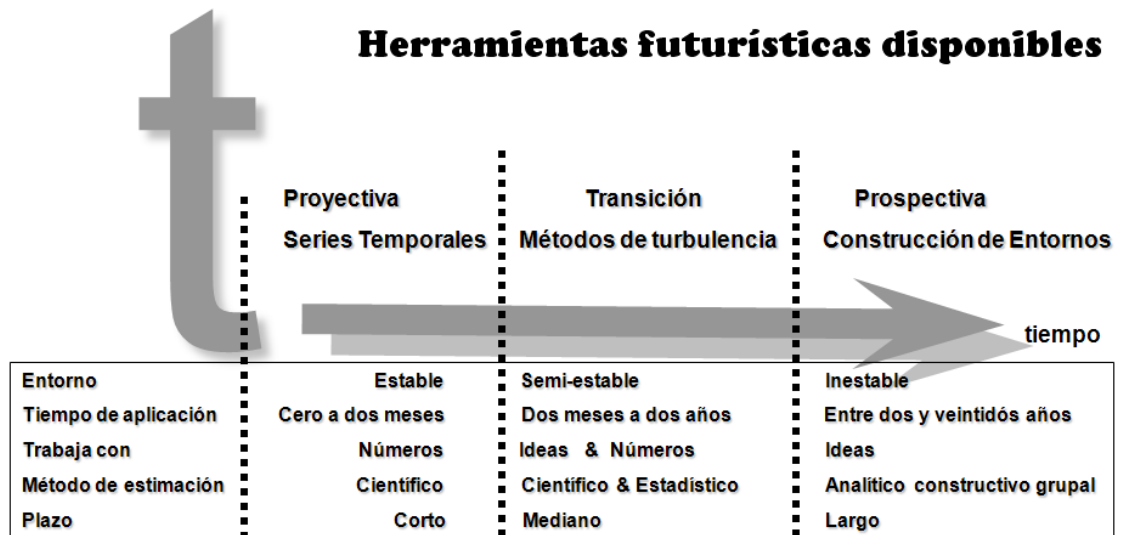
4.2 INTRODUCCIÓN

El análisis de seguimiento de tendencia está enfocado al estudio desde el punto de vista del análisis técnico. El analista técnico busca anticiparse a las tendencias de comportamientos estudiando la acción del entorno, es decir los efectos, por tanto el término pronóstico sería el más adecuado para hacer referencia a todos estos posibles efectos (Medina, 2001, 1).

Los pronósticos son predicciones de lo que puede suceder o esperar, son premisas o suposiciones básicas en que se basan la planeación y la toma de decisiones, existen aquellos que se basan en un sin número de datos históricos que permiten conocer la tendencia futura, otros en cambio son empíricos y basados netamente en la experiencia (ITLP @ 2007).

La metodología más recomendada para conocer el futuro cercano, es mediante pronósticos bajo el método de series temporales, usando los modelos clásicos (de ajuste por tendencia, los de suavización (Brown, Holt, etc.), los de descomposición (Winter, XII, etc.) y los modernos (metodología Box-Jenkins y AR.I.M.A.), mediante el uso y el desarrollo de toda la metodología estandarizada universalmente para realizar estos pronósticos, de tal forma que se garanticen resultados con buena bondad de ajuste (*Goodness of Fit*) entre pronósticos realizados y realidad (Mora, 2006, 155).

Ilustración 18. Integralidad de métodos futuristas actuales



Mora, 2006, 155

4.3 SERIES DE TIEMPO

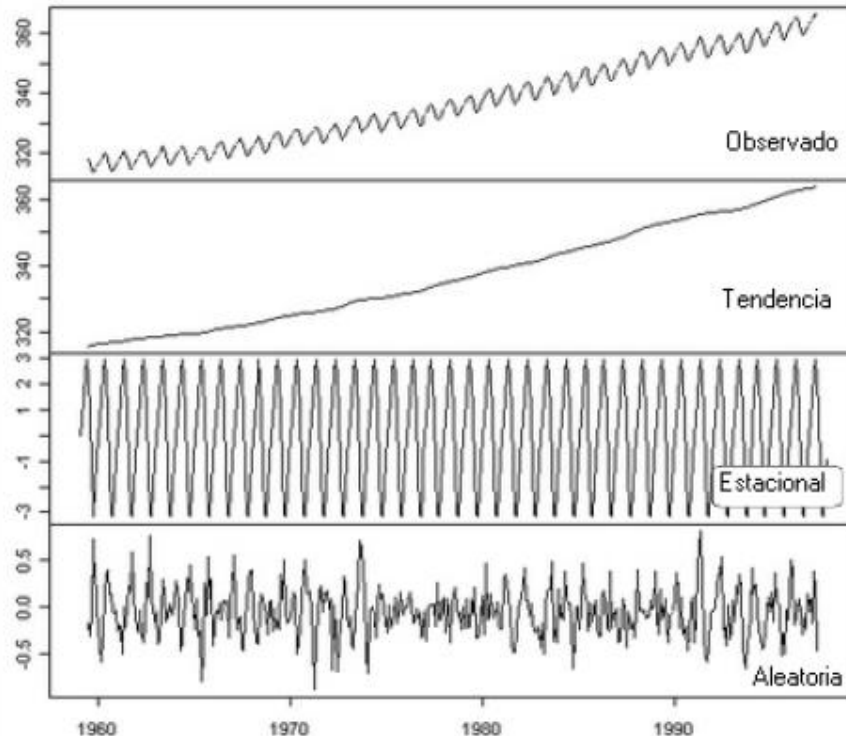
Las series de tiempo o también conocidas como series temporales, corresponden a las metodologías de pronóstico o previsión cuantitativas.

La serie de tiempo se conoce, en un sentido amplio, como una secuencia de valores observados a lo largo del tiempo, y por tanto ordenados cronológicamente. Una serie de tiempo es un conjunto de magnitudes pertenecientes a diferentes periodos de tiempo, de cierta variable o conjunto de variables en las que interesa generalmente la historia, pero a menudo el objetivo final es el futuro o pronósticos estadísticos (Chou, 1997, 613).

La secuencia de valores se analiza para determinar si su comportamiento es aleatorio, o si por el contrario sigue algún patrón a lo largo del tiempo, sólo a partir de este último se puede continuar con el análisis (Medina, 2006, 76).

La metodología para el estudio de series de tiempo se basa fundamentalmente en descomponer la serie en varias partes: tendencia, variación estacional o periódica y otras fluctuaciones irregulares (Chou, 1977, 632) (Chatfield, 2003, 3).

Ilustración 19. Elementos de una serie de tiempo



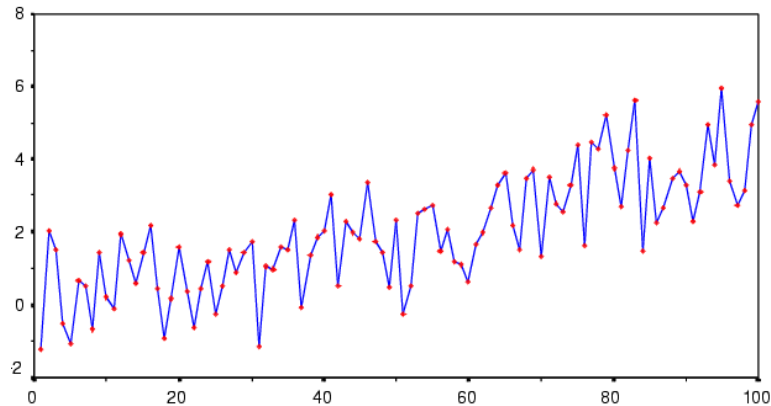
Chatfield, 2003, 66

4.3.1 Elementos de una serie de tiempo

- Tendencia: representa la trayectoria suavizada que define la serie a lo largo de su rango de variación es decir, se observa el crecimiento o disminución en la serie sobre un periodo amplio. Puede ser constante, lineal, cuadrática, exponencial, entre otras (Hanke, 1996, 99).

La tendencia también se puede representar como la dirección general de la variable en el periodo de observación, es decir el cambio a largo plazo de la media de la serie (Chatfield, 2003, 66).

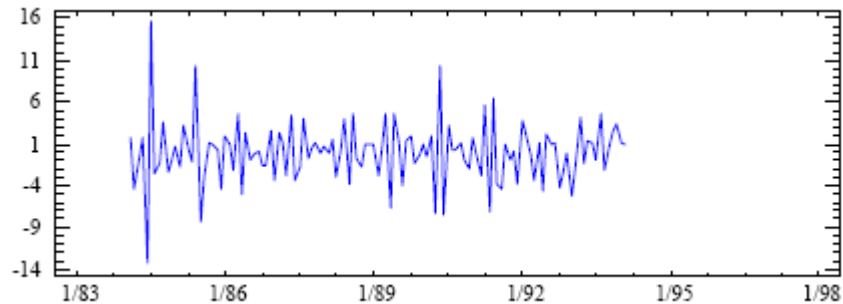
Ilustración 20. Gráfica del comportamiento de la tendencia



TENDENCIA @ 2007

- Estacionalidad: corresponde a fluctuaciones periódicas de la variable, en periodos relativamente cortos de tiempo. Para analizar la estacionalidad de una serie se tiene en cuenta un concepto de gran interés en el análisis de series de tiempo; la función de autocorrelación.

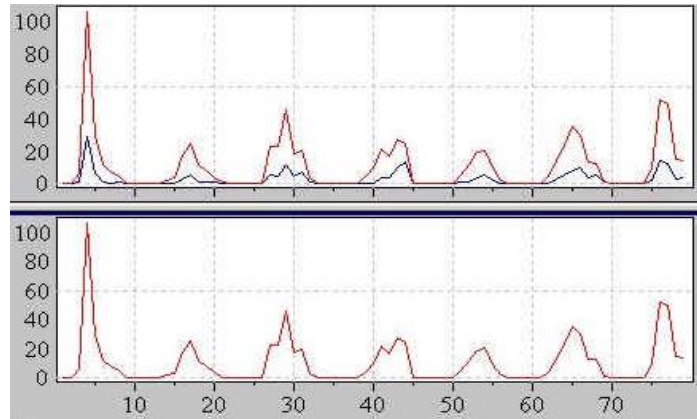
Ilustración 21. Serie temporal con comportamiento estacional



ESTACIONALIDAD @ 2007

- Otras fluctuaciones irregulares: Después de extraer de la serie la tendencia y variaciones cíclicas, quedan una serie de valores residuales (ruido), que pueden ser o no totalmente aleatorios.

Ilustración 22. Ruido en una serie temporal



RUIDO @ 2007

4.4 MÉTODOS DE PROYECCIÓN DE TENDENCIAS

Los métodos de proyección consideran que la serie temporal sigue una tendencia determinada, en la cual, las desviaciones presentes son incidentes puntuales dentro del entorno, los cuales no afectan la tendencia del modelo (Melo y otro, 2002, 2-15).

4.4.1 Método por regresión lineal

El método por regresión lineal es una de las técnicas más sencillas y consiste en el establecimiento de una relación lineal entre dos variables, la cual después de ser establecida, permite emplear el conocimiento de la variable independiente para pronosticar el valor futuro de la variable dependiente (Hanke, 1996,204).

Ecuación 18. Ecuación de una línea de regresión

$$\hat{y} = a + b \cdot x + e$$

Hanke, 1996, 207

Donde: a : intercepto con el eje y
b : pendiente de la línea
x : variable independiente
e : error o desviación de la relación lineal

4.4.2 Método de promedio móvil

La obtención de los promedios móviles de una serie de tiempo consiste en construir artificialmente otra serie más suavizada o ajustada tanto para líneas rectas como para curvas.

El procedimiento consiste básicamente en remover las fluctuaciones cíclicas, de tal manera que los valores restantes describan la tendencia. Este método difiere del método de promedio simple, debido a que el primero utiliza todos los datos, mientras que este especifica un conjunto de datos generalmente recientes para calcular la media de los mismos. Al adquirir un nuevo valor, se incluye éste y se elimina el primero y así se puede calcular la nueva media (Hanke, 1996, 152-154) (Sánchez, 1990, 589).

Ecuación 19. Promedio móvil

$$M_t = \hat{Y}_{t+1} = \frac{Y_t + Y_{t-1} + Y_{t-2} + \dots + Y_{t-n+1}}{n}$$

Hanke, 1996, 152

Donde: M_t : promedio móvil en el periodo t
 \hat{Y}_{t+1} : valor de pronóstico o para el siguiente periodo

- Y_t : valor real en el periodo t
 n : número de términos en el promedio móvil

El objetivo de esta técnica consiste en la cancelación del ruido aleatorio que afecta la serie, promediando varios valores consecutivos. Esta cancelación se sustenta bajo la premisa de que la serie se compone de una elemento tendencial y un elemento de ruido aleatorio, de media nula, añadido al anterior (Jaramillo, 2000, 96) (Melo y otro, 2002, 2-22).

4.4.3 Método de promedio móvil doble

El método del promedio móvil doble se utiliza para el caso en el cual se cuenta con datos que presentan una tendencia lineal. El método consiste en realizar un conjunto de promedios móviles y después se realiza un segundo conjunto como promedio móvil del primero (Hanke, 1996,153-156) (Melo y otro, 2002, 2-22).

Ecuación 20. Segundo promedio móvil

$$M'_t = \frac{M_t + M_{t-1} + M_{t-2} + \dots + M_{t-n+1}}{n}$$

Ecuación 21. Cálculo de la diferencia entre ambos promedios móviles

$$a_t = 2 \cdot M_t - M'_t$$

Ecuación 22. Pendiente que cambia a través de la serie

$$b_t = \frac{2}{n-1} \cdot (M_t - M'_t)$$

Ecuación 23. Pronóstico de periodos m en el futuro

$$\hat{Y}_{t+p} = a_t + b_t \cdot p$$

Hanke, 1996, 156

4.4.4 Suavizado exponencial simple

El suavizado exponencial simple se emplea para revisar constantemente una estimación con base en experiencias más recientes. Este método consiste en la realización de un promedio de forma decreciente de los valores anteriores de la serie. Los valores de la serie son ponderados, asignando un peso mayor a los más recientes. La asignación de las ponderaciones va de la siguiente manera, α para la observación más reciente, $\alpha(1 - \alpha)$ para la siguiente más reciente, $\alpha(1 - \alpha)^2$, para la siguiente y así sucesivamente; teniendo en cuenta que $(0 < \alpha < 1)$ (Hanke, 1996, 158).

Ecuación 24. Pronóstico con atenuación exponencial simple

$$\hat{Y}_{t+1} = Y_t + \alpha \cdot (Y_t - \hat{Y}_t)$$

Hanke, 1996, 158

Donde: \hat{Y}_{t+1} : valor de pronóstico o para el siguiente periodo
 α : constante de atenuación
 Y_t : nueva observación o valor real de la serie en el periodo t
 \hat{Y}_t : valor atenuado anterior o experiencia promedio de la serie atenuada al periodo t-1

El método es útil para el caso de series que presenten una tendencia aproximadamente lineal o sean estables en la media. En caso que la serie presente oscilaciones cíclicas, el resultado puede ser inadecuado (Melo y otro, 2002, 2-23) (SESD @ 1997).

4.4.5 Método de Brown

El método de atenuación exponencial doble, también conocido como método de Brown, se utiliza para pronosticar series de tiempo que presentan una tendencia lineal. Los conceptos sobre los que se fundamenta son similares a los de los promedios móviles dobles y su uso se resume a partir de las siguientes ecuaciones:

Ecuación 25. Valor simple atenuado exponencialmente

$$A_t = \alpha \cdot Y_t + (1 - \alpha) \cdot A_{t-1}$$

Ecuación 26. Valor doblemente atenuado exponencialmente (método de Brown)

$$A'_t = \alpha \cdot A_t + (1 - \alpha) \cdot A'_{t-1}$$

Ecuación 27. Diferencia entre los valores atenuados exponencialmente (método de Brown)

$$a_t = 2 \cdot A_t - A'_t$$

Ecuación 28. Factor adicional de ajuste (método de Brown)

$$b_t = \frac{\alpha}{1 - \alpha} \cdot (A_t - A'_t)$$

Ecuación 29. Pronóstico de p periodos en el futuro (método de Brown)

$$\hat{Y}_{t+p} = a_t + b_t \cdot p$$

Hanke, 1996, 164-165

Donde: A_t : valor atenuado exponencialmente de Y_t en el periodo t
 A'_t : valor doblemente atenuado exponencialmente de Y_t en el periodo t

4.4.6 Método de Holt

El método de Holt es también conocido como atenuación exponencial ajustada a la tendencia, se utiliza con frecuencia para manejar series de tiempo que presente una tendencia lineal. Esto lo realiza atenuando de forma directa la tendencia y la pendiente empleando diferentes constantes de atenuación para cada una de ellas. A diferencia del método de Brown que solo utiliza una constante de atenuación y los valores estimados de la tendencia eran muy sensibles a variaciones aleatorias, este método es más versátil pues permite que la tendencia identificada pueda variar a lo largo del tiempo, produciéndose un ajuste automático del modelo (Sánchez, 1990, 618) (Hanke, 1996, 169-170).

El pronóstico se realiza con la atenuación de dos constantes y tres ecuaciones:

Ecuación 30. Serie exponencialmente atenuada (método de Holt)

$$A_t = \alpha \cdot Y_t + (1 - \alpha) \cdot (A_{t-1} + T_{t-1})$$

Ecuación 31. Estimación de la tendencia (método de Holt)

$$T_t = \beta \cdot (A_t - A_{t-1}) + (1 - \beta) \cdot T_{t-1}$$

Ecuación 32. Pronóstico de p periodos en el futuro (método de Holt)

$$\hat{Y}_{t+p} = A_t + T_t \cdot p$$

Hanke, 1996, 169

Donde: A_t : nuevo valor atenuado
 α : constante de atenuación de los datos ($0 \leq \alpha \leq 1$)
 Y_t : nueva observación o valor real de la serie, en el periodo t
 β : constante de atenuación de la tendencia ($0 \leq \beta \leq 1$)
 T_t : estimación de la tendencia
p : periodos a pronosticar en el futuro
 \hat{Y}_{t+p} : pronostico de p periodos en el futuro

La particularidad de este método es que requiere de dos estimaciones iniciales para A_t y otro para T_t , lo cual puede realizarse de dos maneras. Una consiste en utilizar el método de mínimos cuadrados en los primeros valores de la serie o hacer $A_1 = Y_1$ y $T_1 = T_2 - Y_1$.

La obtención de las constantes α y β se puede realizar mediante la búsqueda y selección de la pareja de valores que haga mínimo el error cuadrático medio de la previsiones a un periodo visto (Jaramillo, 2000, 100) (Melo y otro, 2002, 2-27).

4.4.7 Método de Winter

El factor estacional en ciertos casos se hace presente y es ahí donde se utiliza el método de Winter o atenuación exponencial ajustada a la tendencia y a la variación estacional. Este método es una extensión del método de Holt y hace uso de una ecuación adicional para determinar la estacionalidad. Las ecuaciones son las siguientes:

Ecuación 33. Serie exponencial atenuada (método de Winter)

$$A_t = \alpha \cdot \frac{Y_t}{S_{t-L}} + (1 - \alpha) (A_{t-1} + T_{t-1})$$

Ecuación 34. Estimación de la tendencia (método de Winter)

$$T_t = \beta \cdot (A_t - A_{t-1}) + (1 - \beta) T_{t-1}$$

Ecuación 35. Estimación de la estacionalidad (método de Winter)

$$S_t = \gamma \cdot \frac{Y_t}{A_t} + (1 - \gamma) S_{t-L}$$

Ecuación 36. Pronóstico de p periodos en el futuro (método de Winter)

$$\hat{Y}_{t+p} = (A_t - p \cdot T_t) S_{t-L+p}$$

Hanke, 1996, 172

- Donde:
- A_t : nuevo valor atenuado
 - α : constante de atenuación de los datos ($0 \leq \alpha \leq 1$)
 - Y_t : nueva observación o valor real de la serie, en el periodo t
 - β : constante de atenuación de la tendencia ($0 \leq \beta \leq 1$)
 - T_t : estimación de la tendencia
 - γ : constante de atenuación de la estimación de la estacionalidad ($0 \leq \gamma \leq 1$)
 - p : periodos a pronosticar en el futuro
 - L : longitud de la estacionalidad
 - \hat{Y}_{t+p} : pronóstico de p periodos en el futuro

El método requiere de unos valores iniciales para A_1 , T_1 y el índice de estacionalidad S_1 . Estos valores se pueden determinar a partir de las siguientes ecuaciones:

Ecuación 37. Valor inicial del nivel L_t

$$A_s = \frac{1}{s} + (Y_1 + Y_2 + \dots + Y_s)$$

Jaramillo, 2000,102

Esta ecuación realiza el promedio del primer ciclo estacional.

Ecuación 38. Promedio móvil de orden e

$$T_s = \frac{1}{s} \left[\frac{Y_{s+1} - Y_1}{s} + \frac{Y_{s+2} - Y_2}{s} + \dots + \frac{Y_{s+s} - Y_s}{s} \right]$$

Este es un promedio móvil de orden e y elimina la estacionalidad en los datos. Se recomienda utilizar dos periodos estacionales completos.

Ecuación 39. Índice estacional inicial

$$S_1 = \frac{Y_1}{A_s}, S_2 = \frac{Y_2}{A_s}, \dots, S_s = \frac{Y_s}{A_s}$$

Jaramillo, 2000, 102

El índice estacional se inicializa a través de la rata de los primeros valores al promedio del primer año.

La obtención de las constantes α y β se puede realizar mediante la búsqueda y selección de la pareja de valores que haga mínimo el error cuadrático medio de la previsiones a un periodo visto (Jaramillo, 2000, 100).

4.5 TEST DE LAPLACE

El análisis de los datos de fallas de algún sistema reparable y desde el punto de vista estocástico, determina si el proceso tiene una tendencia o no. La existencia de una tendencia en los datos indica que las fallas siguientes no son

independientes entre sí y por lo tanto, los valores de intervalos de tiempo no son distribuidos de manera uniforme (Mendonça y otra, 2005, 5).

En el análisis del comportamiento de los tiempos de falla en un determinado nivel de significancia se puede concluir, que el sistema reparable se comporta como un *HPP* o si, por el contrario, sigue un *NHPP*. Para determinar si los datos de fallas tienen una tendencia y siguen al *NHPP* o al *HPP*, se utilizará la prueba del centroide o de Laplace. Éste consiste en determinar el parámetro U, tal que:

Ecuación 40. Test de Laplace o prueba del centroide

$$U = \frac{\frac{\sum_{i=1}^n t_i}{n} - t_0}{t_0 \cdot \sqrt{\frac{1}{12 \cdot n}}}$$

Palencia y otros, 2006, 6

Donde: t_0 : intervalo de tiempo i
 t_i : intervalo de tiempo total
 n : número de eventos

La variable U, se aproxima a una distribución normal. Donde t_0 , es la longitud del tiempo durante la cual las fallas son observadas, n es el número total de los eventos o fallas observadas, y t_i son los tiempos entre fallas sucesivas. El test de Laplace es válido para determinar tendencias en grupos de datos donde $n > 3$ y:

- Si $-0.5 < u < 0.5$, no hay evidencia de tendencia y se asume el patrón *HPP*
- Si $u > 0.5$ la tendencia es evidentemente creciente y puede asumirse *NHPP*
- Si $u < -0.5$ la tendencia es evidentemente decreciente y puede asumirse *NHPP* (Palencia y otros, 2006, 6) (Parra, 2001).

En aplicaciones prácticas es común considerar sólo la prueba de Laplace para analizar el comportamiento de los datos. En situaciones donde se sospeche que puedan ocurrir fallas parciales seguidas por trabajos de reparación imperfectos y en que, de alguna forma, existe una sospecha de la presencia de dependencia en los tiempos de falla, es importante estudiar la correlación de los datos utilizando la metodología simple para la serie inicial de valores (Mendonça y otra, 2005, 6) (Palencia y otros, 2006, 7).

4.6 CRECIMIENTO DE LA CONFIABILIDAD: MÉTODO DE DUANE

El estudio de los procesos de fallas y el crecimiento de la confiabilidad es la creencia de que el diseño y el desarrollo de nuevos sistemas, y la evolución de los métodos de fabricación, tienen como resultado una mejora en la confiabilidad de una muestra de sistemas. Esta mejora se puede describir como una reducción en la función de tasa de fallas “basada en la experiencia”. Para examinar esta idea, se debe tener presente que la función de tasa de fallas acumulativa es una aproximación al número esperado de fallas que se observarían en la operación de un conjunto de sistemas (Nachlas, 1995, 84).

El modelo de Duane¹⁹ se fundamenta en el análisis que el tiempo medio entre fallas acumulativo en comparación al tiempo de funcionamiento acumulativo tiende a seguir una función casi lineal del logaritmo doble del tiempo de prueba acumulativo. Del modelo de Duane se llega a la conclusión que la función de la ley de potencia proporciona una buena aproximación a este comportamiento (DUANE @ 2005) (Nachlas, 1995, 84).

¹⁹ J.T. Duane, 1964

Ecuación 41. Modelo de Duane bajo ley de potencia

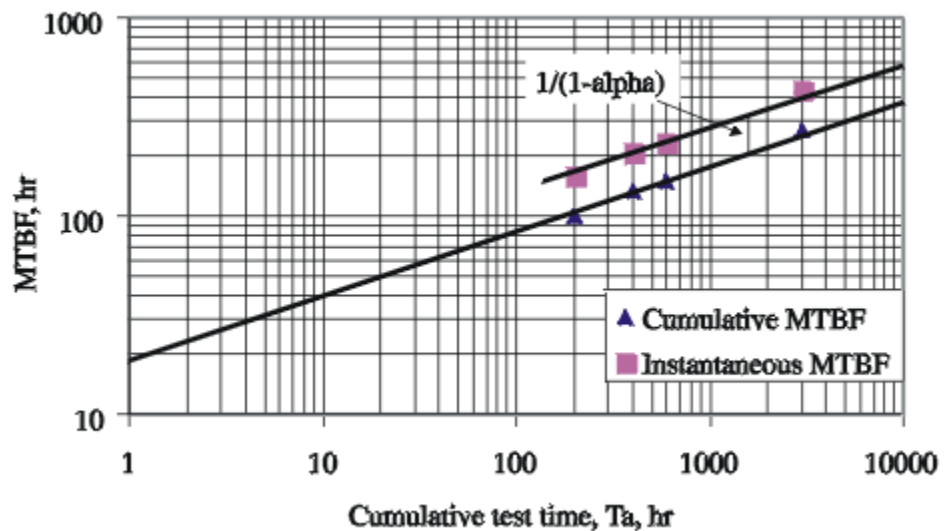
$$N(T) = \delta T^\alpha$$

Nachlas, 1995, 84

Donde: N(T) : número cumulativo de fallos observados

T : tiempo de prueba acumulativo

Ilustración 23. $MTBF^{20}$ acumulativo contra la prueba acumulativa de tiempo postulado por Duane



DUANE @ 2005

Entonces la derivada de N(T) debería corresponder a una estimación de la tasa instantánea de fallas, lo cual es equivalente a una función de tasa de fallas. Siguiendo el modelo de mejora de Duane, será del tipo:

²⁰ Sigla en ingles: *Mean Time Between Failures*

Ecuación 42. Modelo de Duane estándar

$$\lambda = a \cdot T_a^{-\alpha}$$

VILLAMIL @ 2003

Si se alinea la expresión resulta:

Ecuación 43. Alineación del modelo de Duane

$$\log(\lambda) = \log(a) - \alpha \cdot \log T$$

VILLAMIL @ 2003

En función de los datos de fallas y el tiempo acumulativo que resultan de las pruebas, se hallan los parámetros a y α que mejor ajustan al modelo. Con estos parámetros se puede hacer una estimación del tiempo que demandara alcanzar la meta, después de transcurrido un tiempo de mejoras Ta .

4.7 MODELO DE CROW-AMSAA

El análisis de la confiabilidad para los sistemas reparables desarrollado por el PhD Larry H. Crow (1974) parte por determinar que el modelo de Duane se podría representar como un proceso estocástico de Weibull, teniendo en cuenta los procedimientos estadísticos que se utilizan en este modelo de crecimiento de la confiabilidad.

El modelo del Crow-AMSAA es un método que se desarrolló en el análisis de los sistemas del material del ejército americano (AMSAA). Puede también ser solicitado alta confiabilidad, una gran cantidad de ensayos y artículos paso a paso. Todo el desarrollo está enfocado en dar resultados a cerca de:

- Confiabilidad de la configuración actualmente en prueba
- Confiabilidad de la configuración en prueba en el final de la fase de prueba
- Confiabilidad prevista si la época de la prueba para la fase de prueba es extendida
- Tarifa de crecimiento (CROW-AMSAA @ 2007)

La estructura de crecimiento de la confiabilidad para el modelo del Crow-AMSAA es exactamente el mismo patrón que el postulado en el modelo de Duane. Es decir, el número acumulativo de fallas es lineal cuando se está trazado en escala del ln-ln. Bajo el postulado de Duane el porcentaje de averías es lineal en una escala ln-ln. Sin embargo para la estructura estadística del modelo del Crow-AMSAA, la tasa de fallas del proceso no homogéneo de Poisson es lineal cuando está trazada en escala del ln-ln.

Si $N(t)$ es el número acumulativo de las fallas observadas en el tiempo acumulativo t de la prueba y es la tasa de la fallas para el modelo del Crow-AMSAA. Entonces

Ecuación 44. Esperanza de la tasa de falla dependiente del tiempo (Crow-AMSAA)

$$E[N(t)] = \int_0^T \rho(t) \cdot dt$$

El modelo del Cuervo-AMSAA asume que puede aproximar a la función del porcentaje de averías de Weibull:

Ecuación 45. Función de tasa de fallas aproximada Weibull (Crow-AMSAA)

$$\rho[T] = \frac{\beta}{\eta^\beta} \cdot T^{\beta-1}$$

CROW-AMSAA @ 2007

La intensidad instantánea de la falta, ($\lambda_i(T)$), se define como:

Ecuación 46. Función de intensidad de fallas instantáneas (Crow-AMSAA)

$$\lambda_i(T) = \lambda \cdot \beta \cdot T^{\beta-1}$$
$$\text{con } T > 0, \lambda > 0, \beta > 0$$

El *MTBF* instantáneo del sistema en el tiempo T es:

Ecuación 47. *MTBF* instantáneo (Crow-AMSAA)

$$MTBF_i = m(T) = \frac{1}{\lambda \cdot \beta \cdot T^{\beta-1}}$$
$$\text{con } T > 0, \lambda > 0, \beta > 0$$

CROW-AMSAA @ 2007

La estimación de los parámetros para Crow-AMSAA es:

Ecuación 48. Parámetro λ para Crow-AMSAA

$$\lambda = \frac{n}{T^\beta}$$

Ecuación 49. Parámetro β Crow-AMSAA

$$\beta = \frac{n}{n \cdot \ln(T) - \sum_{i=1}^n \ln(T_i)}$$

CROW-AMSAA @ 2007

Donde: n : número cumulativo de fallos observados
 T : tiempo de prueba acumulativo
 T_i : tiempo i de falla

4.8 CONCLUSIONES

El test de Laplace es la mejor prueba de crecimiento o decrecimiento de datos de falla de un sistema reparable; su resultado permite determinar cuál de las dos formas del proceso estocástico de Poisson siguen el histórico de fallas.

El modelo de Duane y el de Crow-AMSAA permiten simplificar a un modelo más básico el cálculo de la confiabilidad de sistemas reparables utilizando el proceso de Poisson en su versión no homogénea; la estimación de parámetros en el modelo Crow-AMSAA requiere una formulación estadística muy simple. Para el cálculo de la confiabilidad en un proceso de Poisson homogéneo este se puede aproximar a una distribución exponencial, por lo tanto solo basta con calcular un parámetro.

5 CÁLCULOS COMPARATIVOS PARA UN SISTEMA REPARABLE

5.1 OBJETIVO

Modelar matemáticamente el comportamiento de la confiabilidad para un sistema reparable de análisis.

5.2 INTRODUCCIÓN

El estudio de los procesos homogéneos y no homogéneos asociados a la confiabilidad de sistemas reparables exige modelar el comportamiento de los tiempos de falla de un sistema. En esta medida, se pretende realizar un análisis acerca del comportamiento funcional de algunos sistemas en particular, de tal forma que se ponga en práctica el contenido teórico acerca de los procesos estocásticos desarrollados capítulos atrás y los cuales se conviertan en herramientas metodológicas para el análisis de la confiabilidad.

Los sistemas de análisis corresponden a las inyectoras Millacron-Cincinnati VT 725 (INY-58) y Reed-Prentice VD 1200 (INY-29) pertenecientes a Industrias ESTRA S.A.²¹ de las cuales se poseen datos históricos de falla para el periodo de Mayo-Agosto de 2007. Con la ayuda de paquetes informáticos con aplicaciones estadísticas en la medición de la confiabilidad se realiza la validación de los datos y se determina el comportamiento de la confiabilidad.

²¹ Medellín, Colombia

5.3 VARIABLES DE ANÁLISIS

La información suministrada para validar el estudio corresponde al tiempo de ocurrencia de la falla así como también al tiempo final de reparación o al instante de finalizado la falla.

El proceso homogéneo y no homogéneo de Poisson solo requiere del tiempo de ocurrencia de falla y no es necesario tener algún reordenamiento de estos, porque uno de los principios matemáticos de estos procesos aleatorios es que los tiempos de ocurrencia de falla corresponden a un orden cronológico. Además que no requieren tiempos operativos debido a que solo se analiza la confiabilidad del sistema reparable.

La modelación de los tiempos de falla bajo el modelo tradicional (Ilustración 4) necesita tanto el tiempo ocurrencia de la falla así como también el final de falla, es decir cuando el sistema es puesto en estado operativo.

5.4 METODOLOGÍA DE MODELACIÓN

El proceso de comparación de resultados a partir de la modelación de datos históricos de falla se divide en el estudio particular para el caso de sistemas reparables y no reparables. Desde ese punto de vista se presenta dos rutas para la modelación; en el caso de sistemas no reparables el modelo de cálculo se determina por el método tradicional de solución de la confiabilidad y para los sistemas reparables se emplea el método del proceso homogéneo y no homogéneo de Poisson.

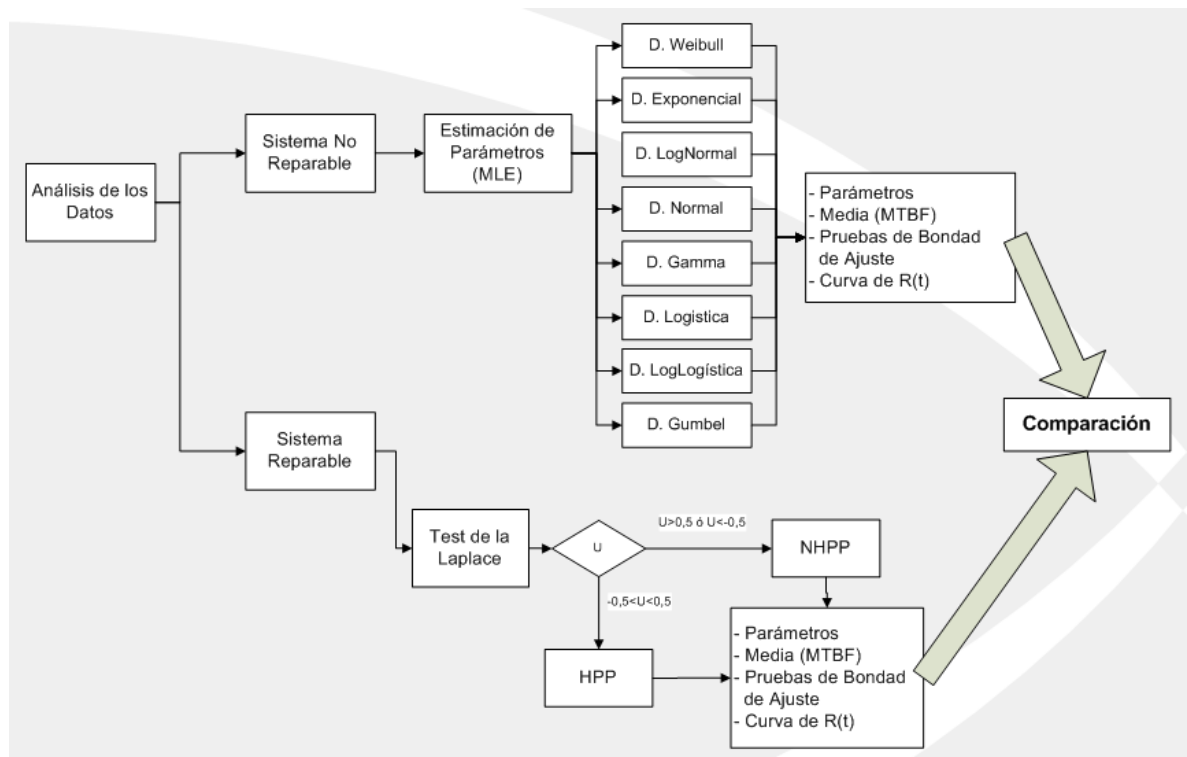
La modelación parte por determinar la veracidad de los datos de entrada así como también la concordancia con el desempeño físico del sistema. La metodología de cálculo para los sistemas reparables parte por determinar la prueba del centroide o

test de Laplace (U), el cual indica si una muestra tiene crecimiento, decrecimiento o permanece constante, es decir si es un *NHPP* o *HPP* (Palencia y otros, 2006, 6).

El proceso Poisson es no homogéneo si el test de Laplace es mayor a 0.5 o si es menor a -0.5. En caso contrario es decir contenido entre -0.5 y 0.5, se debe asumir en primera instancia que es un proceso homogéneo de Poisson. Para este último caso los datos seguirán una distribución similar a la distribución exponencial, es decir como si se asumiera en primera instancia que los datos pertenecieren a un sistema no reparable.

A continuación se muestra la ilustración que resume toda la metodología:

Ilustración 24. Metodología de modelación



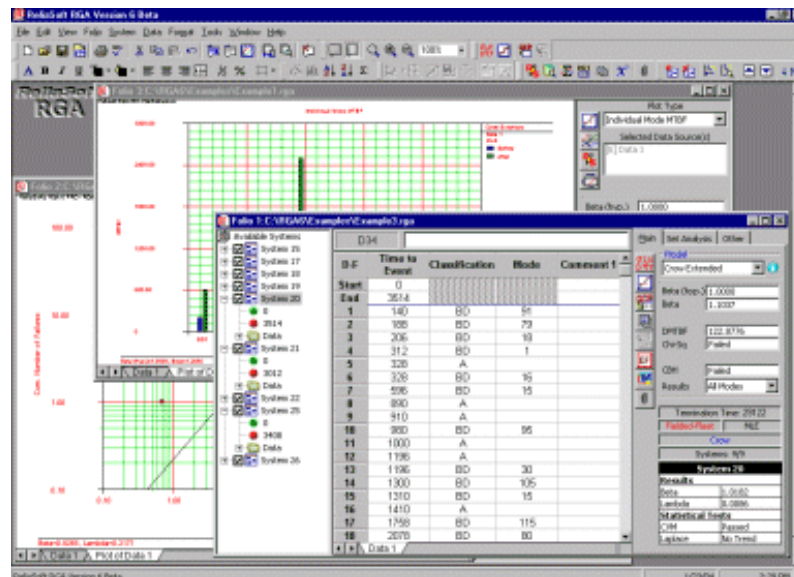
5.5 SOFTWARE PARA EL ANÁLISIS

El desarrollo de cálculo se elabora bajo la tutela de paquetes informáticos relacionados con el tema. Bajo esta concepción se presentan algunos softwares que permiten determinar la confiabilidad de sistemas reparables.

5.5.1 RGA 6

RGA 6 es desarrollado por ReliaSoft. El software es beneficioso en la medida que permite un gran alcance del análisis del crecimiento de la confiabilidad para sistemas reparables de modo que se pueda determinar el tiempo óptimo del reacondicionamiento.

Ilustración 25. Software RGA 6



RGA6 @ 2007

El desarrollo de RGA 6 es un trabajo conjunto entre ReliaSoft Corporation y el PhD. Larry Crow, la autoridad principal en el campo del análisis del crecimiento de

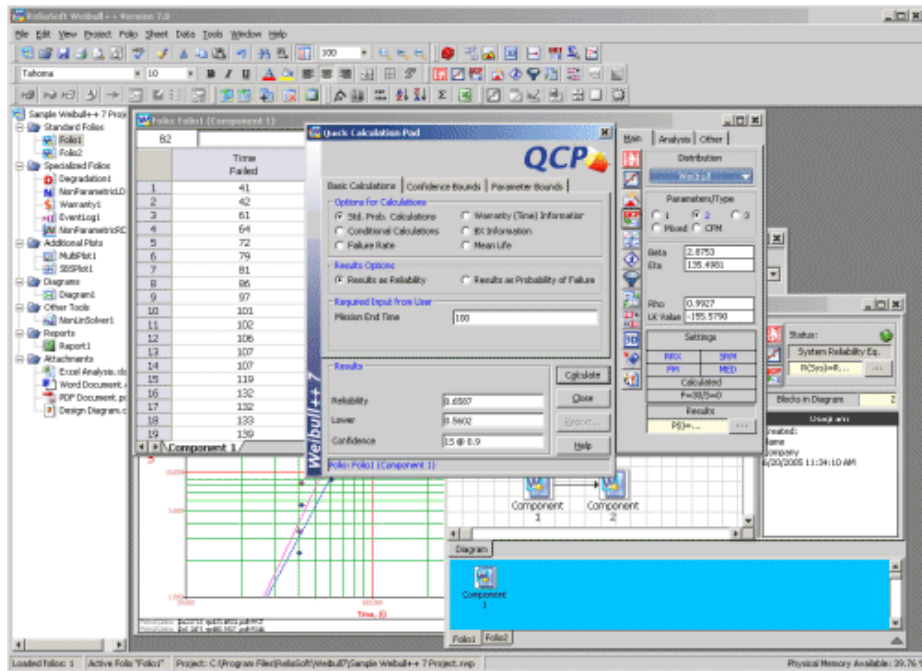
la confiabilidad. Esta colaboración ha dado lugar a un paquete de software práctico con todos los modelos del crecimiento de la confiabilidad (RGA6 @ 2007).

5.5.2 Weibull ++7

Weibull++7 es el estándar en la industria para el análisis de datos de vida (análisis de Weibull). El software realiza análisis de datos de vida utilizando distintas distribuciones de vida (incluyendo todas las formas de distribución Weibull), con una interfaz clara y concisa orientada a la ingeniería de la confiabilidad. Este software es propio para el análisis de sistemas no reparables.

El software provee una gama de análisis de datos, gráficos y herramientas para informes para el análisis estándar de datos de vida (análisis de Weibull) con soporte integrado para una variedad de análisis relacionados. Construido por ingenieros en confiabilidad, este software continúa elevando el estándar para software de análisis estadístico para aplicaciones en confiabilidad. Es desarrollado por ReliaSoft Corporation (WEIBULL7 @ 2007).

Ilustración 26. Software Weibull++7



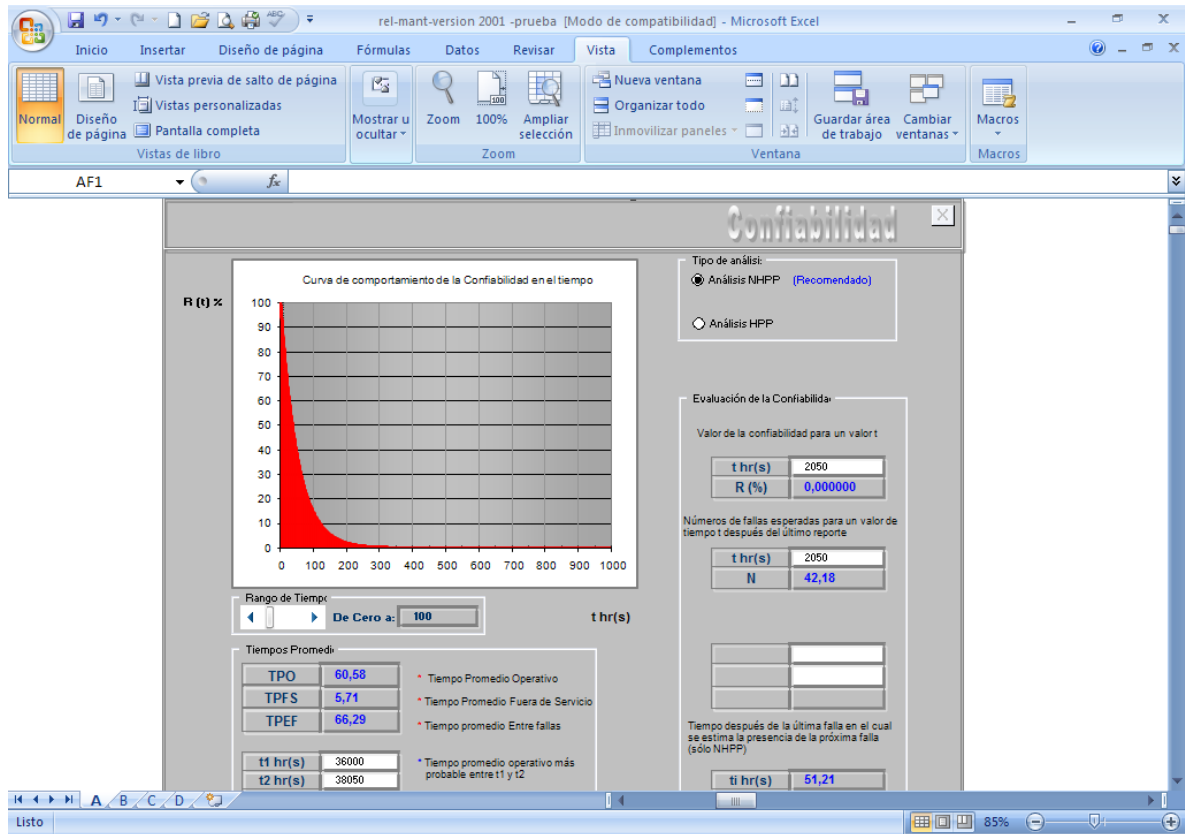
WEIBULL7 @ 2007

5.5.3 Real-Mant versión 2001

El software es una plantilla en Microsoft Excel²² en donde se puede determina la confiabilidad, mantenibilidad y disponibilidad de un historial de fallas además de contar con el test de Laplace y un aparte especial para la determinar la confiabilidad para un proceso de Poisson no homogéneo. Esta plantilla de Excel ha sido desarrollada por el Ing. Carlos Parra (Parra, 2001).

²² Aplicación informática contenida en el paquete Office 2007 de Microsoft Inc., USA

Ilustración 27. Software Real-Mant versión 2001



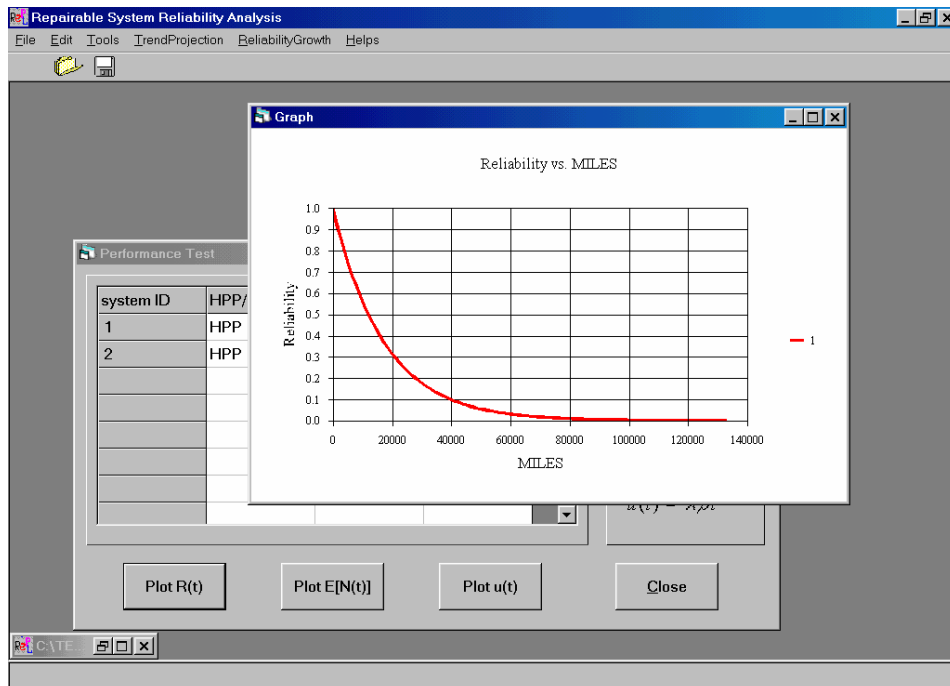
Parra, 2001

5.5.4 RRAT - *Repairable System Reliability Assessment Tools*

La herramienta permite determinar el crecimiento de la confiabilidad para sistemas reparables. Permite estudiar el deterioro o la degradación de sistemas reparables. Incluye tres pruebas de la tendencia para probar la significación de cualquier tendencia. Un modelo no homogéneo del proceso de Poisson se utiliza para modelar la tasa de falla para los sistemas reparables. Todo el paquete se sustenta bajo el modelo de Crow/AMSAA (RRAT @ 2007).

El software fue desarrollado por el PhD David Coit, experto en confiabilidad de la universidad de Pittsburg, USA.

Ilustración 28. Software RRAT



RRAT @ 2007

5.6 CÁLCULO DE CONFIABILIDAD PARA MILLACRON-CINCINNATI VT 725 (INY-58)

5.6.1 Cálculo asumiendo que el sistema es no reparable

La modelación parte por tomar los datos de fallas e ingresarlos al software Weibull++ 7. Después se debe analizar cuál es la distribución que mejor describe el comportamiento de los datos. Este cálculo se hace a partir del método de máxima verosimilitud (MLE).

Los datos corresponden al histórico de fallas de los meses Mayo, Junio, Julio y Agosto del año de 2007 para la inyectora Millacron-Cincinnati VT 725 con referencia INY-58 perteneciente a Industrias ESTRA S.A.

Tabla 1. Datos históricos de falla de INY-58

Inicio de Falla	Fin de Falla	Inicio de Falla	Fin de Falla
2007/05/05-19:30	2007/05/05-19:45	2007/07/03-14:00	2007/07/04-14:00
2007/05/13-22:00	2007/05/13-22:15	2007/07/06-07:45	2007/07/06-08:45
2007/05/16-10:40	2007/05/18-01:00	2007/07/12-12:30	2007/07/12-13:15
2007/05/19-08:15	2007/05/19-08:45	2007/07/22-11:05	2007/07/22-11:20
2007/05/19-10:35	2007/05/19-16:00	2007/07/27-09:50	2007/07/27-10:05
2007/05/23-20:45	2007/05/23-21:30	2007/07/28-08:30	2007/07/28-09:00
2007/06/07-04:00	2007/06/07-04:30	2007/08/02-22:15	2007/08/02-23:00
2007/06/14-08:00	2007/06/15-11:00	2007/08/08-09:40	2007/08/09-11:00
2007/06/16-10:00	2007/06/16-11:30	2007/08/10-12:20	2007/08/10-12:50
2007/06/17-06:00	2007/06/17-11:00	2007/08/18-03:45	2007/08/18-04:00
2007/06/20-18:30	2007/06/20-18:45	2007/08/22-10:00	2007/08/22-10:30
2007/06/25-06:30	2007/06/25-07:00	2007/08/22-22:30	2007/08/22-22:45
2007/06/25-21:45	2007/06/25-22:00	2007/08/26-10:15	2007/08/26-11:00
2007/06/27-07:30	2007/06/27-11:00	2007/08/27-06:45	2007/08/27-07:00
2007/06/28-14:00	2007/06/28-17:00	2007/08/31-08:45	2007/08/31-15:00

ESTRA S.A., 2007

Los datos ingresados en los diferentes softwares están en horas.

La selección de la distribución más adecuada para una muestra de datos analizados en el software Weibull++7, se realiza por medio de una comparación de resultados para cada distribución a partir de los valores obtenidos para la prueba de bondad de ajuste, el valor de verosimilitud y el ajuste de grafico. Como se emplea el método MLE entonces el valor de verosimilitud tiene el grado mayor de importancia.

El ranking de la mejor de distribución para los datos se muestra a continuación:

Tabla 2. Selección de la mejor distribución para INY-58 (sistema no reparable)

DISTRIBUCIÓN	Ranking
Gamma-G	1
Weibull 3	2
Normal	3
Weibull 2	4
Logística	5
Gumbel	6
Loglogística	7
Gamma	8
Exponencial 2	9
Lognormal	9
Exponencial 1	10

Siendo uno la mejor calificación y 10 la peor.

A continuación se presenta una breve descripción de los resultados obtenidos para la inyectora Millacron-Cincinnati VT 725 (INY-58) y de las dos mejores distribuciones.

Tabla 3. Síntesis de resultados de cálculo para INY-58 asumiéndola como sistema no reparable

	Distribución	Gamma G			Weibull 3		
	Parámetros	μ	σ	λ	β	η	γ
		7,9839	0,0166	50,0	2,1217	1933,89	-118,543
	Media (MTBF)	97,89			137,25		
	Desviación Estándar	75,727			156,88		
	MLE	-239,129			-244,319		
Bondad de Ajuste	Komogorov-Smirnov	0,00310			0,03470		
	Chi Cuadrado Ji^2	0,00150			0,00090		

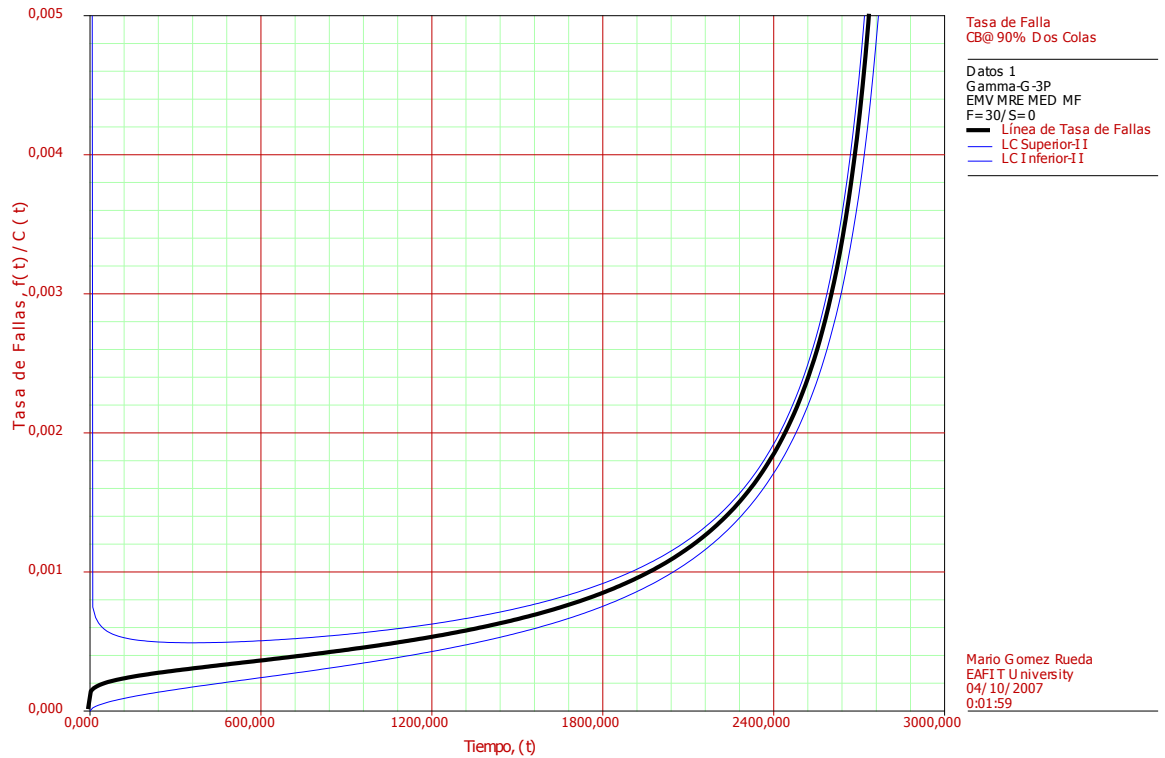
El valor obtenido para la prueba de bondad de ajuste Komogorov-Smirnov es aceptable, es decir el cálculo de los parámetros tiene veracidad. La prueba de

bondad de ajuste Ji^2 en este caso no es válida puesto que los datos de falla son menores a 35.

Ilustración 29. Tasa de fallas como sistema no reparable de INY-58

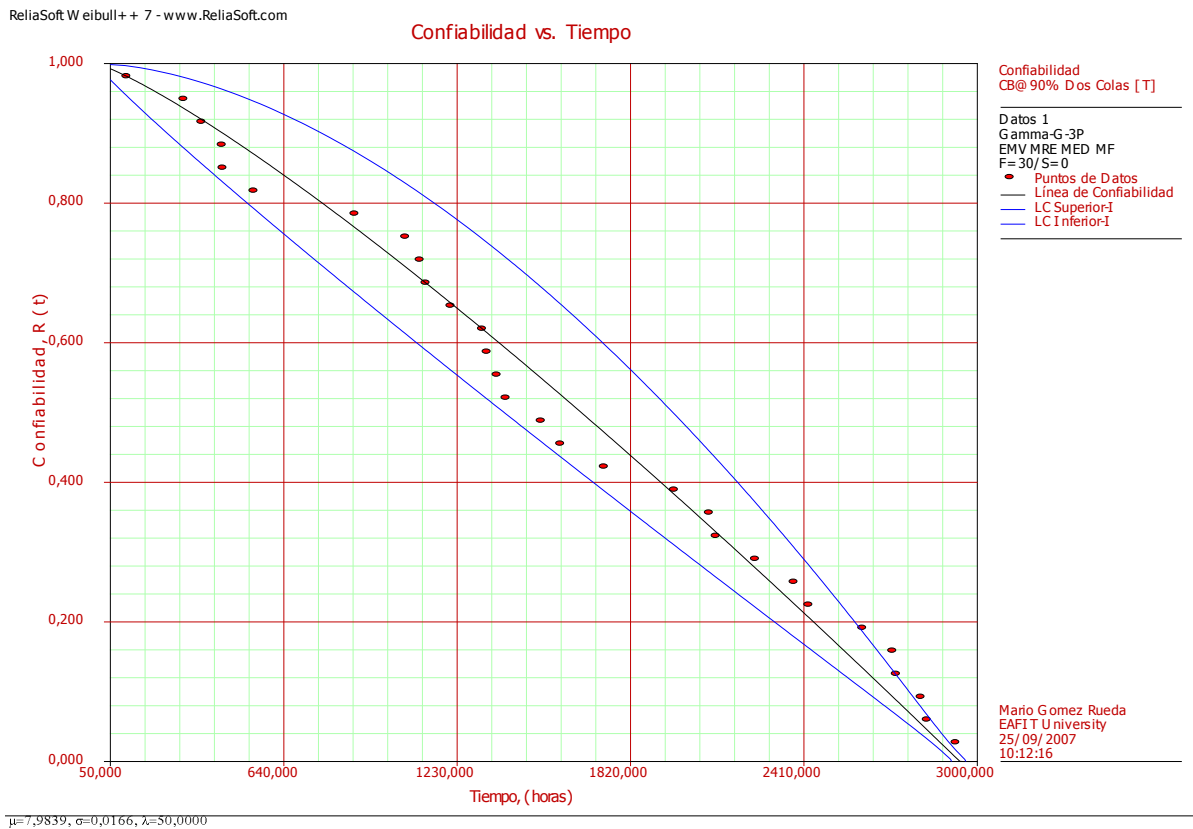
ReliaSoft Weibull++ 7 - www.ReliaSoft.com

Gráfico de Tasa de Fallas vs. Tiempo



La gráfica de tasa de fallas para la inyectora INY-58 presenta un límite de confianza del 90%

Ilustración 30. Confiabilidad instantánea asumida como sistema no reparable INY-58



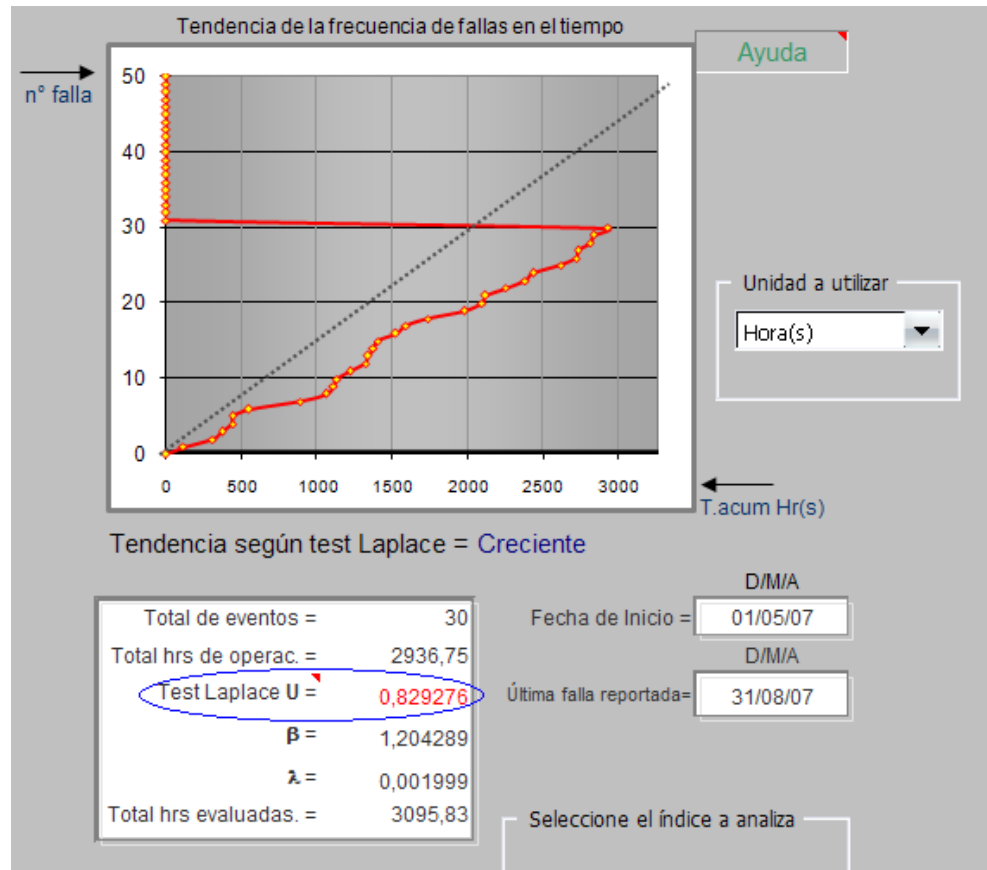
La ilustración de la confiabilidad vs tiempo de la INY-58 posee un límite de confianza del 90%.

5.6.2 Cálculo asumiendo que el sistema es reparable

La modelación para el caso en el cual se asume el sistema como reparable requiere de la ayuda del software RGA 6 y Real-Mant versión 2001 los cuales están diseñados para determinar los parámetros del proceso homogéneo y no homogéneo de Poisson.

La primera medida para determinar si los datos históricos siguen un proceso de Poisson homogéneo o no homogéneo, es el valor obtenido en el test de Laplace. Para esta consideración se utiliza el software Real-Mant versión 2001.

Ilustración 31. Valor del test de Laplace para INY-58



El test de Laplace es mayor a 0.5, entonces los datos siguen una tendencia creciente o adoptan un proceso de degradación es decir el proceso de Poisson no homogéneo.

Paso seguido es ingresar los tiempos de falla al software RGA 6 para determinar los parámetros λ y β del modelo de Crow/AMSAA necesarios para modelar la confiabilidad del sistema reparable.

A continuación se presenta una breve descripción de los resultados obtenidos para la inyectora Millacron-Cincinnati VT 725 (INY-58) bajo el supuesto de sistema reparable.

Tabla 4. Síntesis de resultados de cálculo para INY-58 asumiéndola como sistema reparable

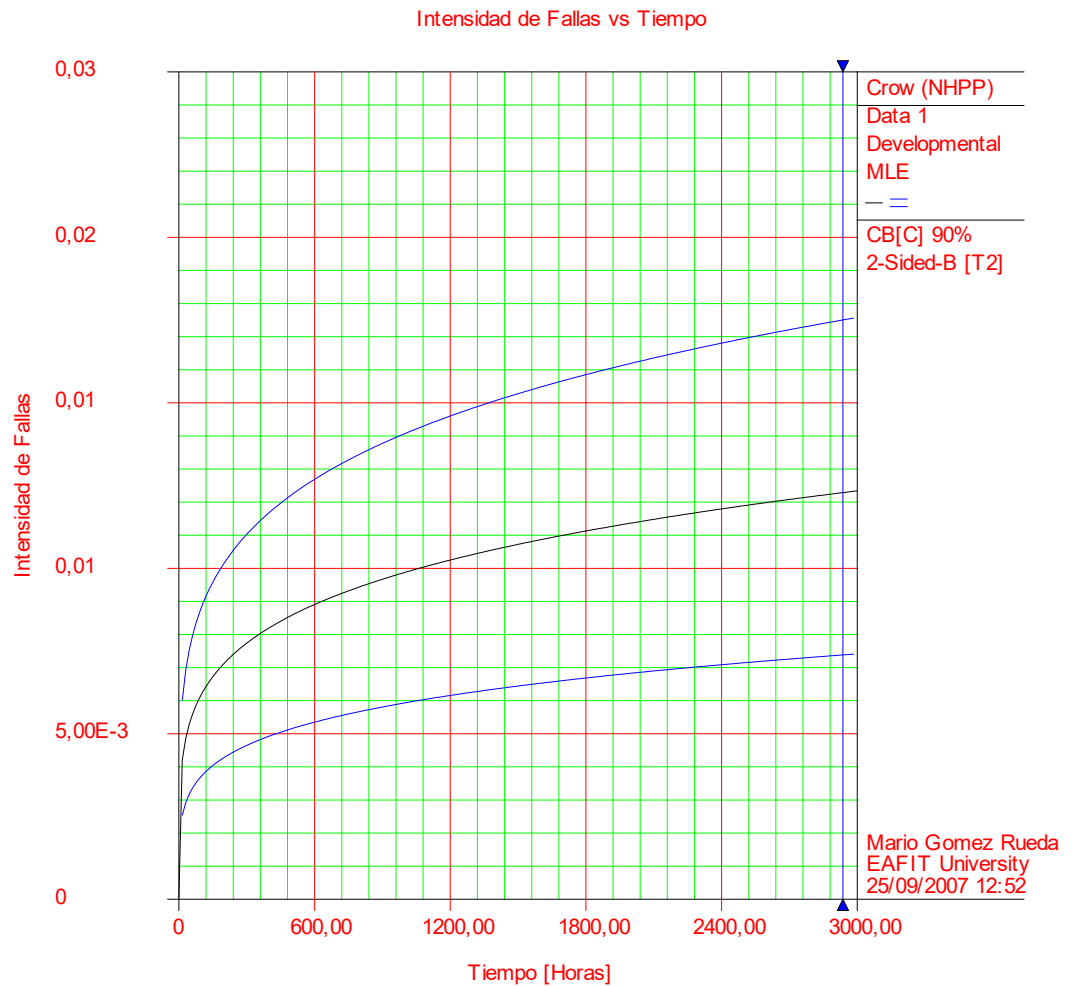
	Comportamiento:	No Homogéneo de Poisson	
	Test de Laplace	0,829	
	Parámetros (Crow/AMSAA)	λ	β
		0,002	1,2027
	Media (MTBF)	103,19	
	Desviación Estándar	45,03	
Bondad de Ajuste	Cram'er Von Mises	0,0395 (Aceptable)	

Los valores de los parámetros λ y β obtenidos en el software RGA 6 son aproximadamente iguales a los obtenidos por el software Real-Mant versión 2001 (ver Ilustración 31) esto da cuenta de que efectivamente los históricos de fallas poseen un comportamiento de no homogéneo de Poisson.

El modelo de cálculo Crow-AMSAA contenido en el software RGA 6 emplea el método de máxima verosimilitud, pero no arroja el valor de este. A continuación se presenta la gráfica de la tasa de fallas para la inyectora INY-58.

Ilustración 32. Tasa de reparaciones como sistema reparable para INY-58

ReliaSoft's RGA6 PRO - RGA.ReliaSoft.com

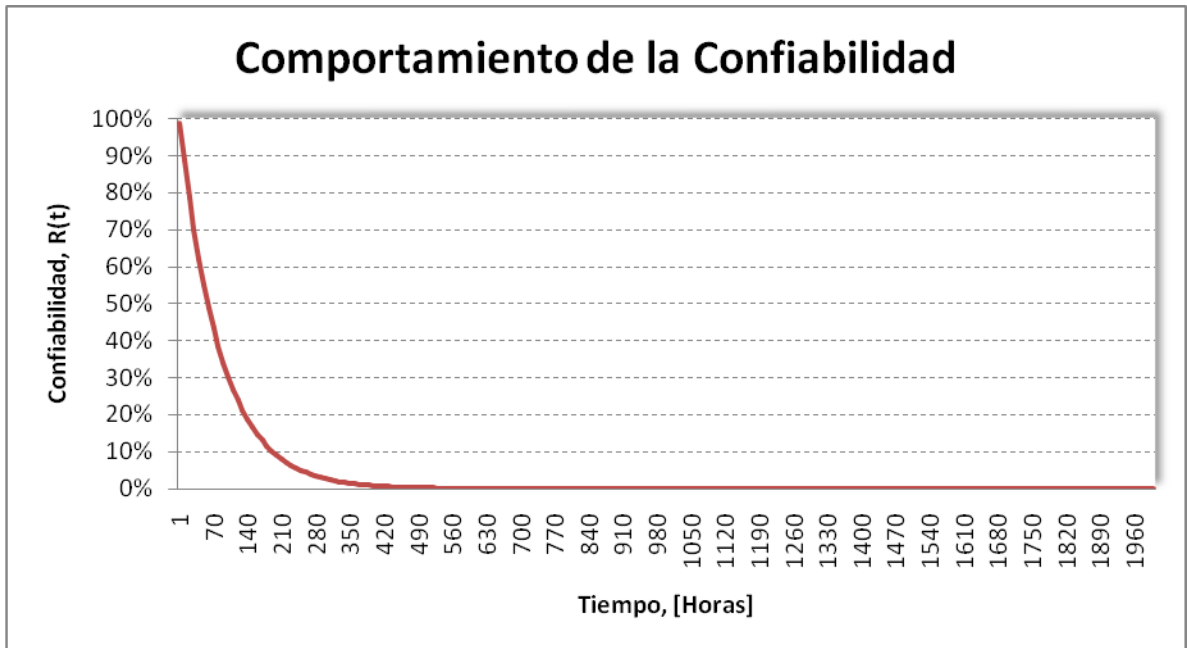


Beta=1,2027, Lambda=0,0020

La tasa de reparaciones posee un límite de confianza del 90%.

RGA 6 en su versión de demostración, la cual es empleada en este análisis no provee la gráfica de la confiabilidad versus el tiempo, por lo tanto a partir de los parámetros obtenidos con anterioridad se construye este gráfico en la plantilla informática Microsoft Excel.

Ilustración 33. Confiabilidad instantánea asumida como sistema reparable INY-58



5.6.3 Cálculo dividiendo la inyectora en subsistemas

Los datos históricos de fallas de la inyectora Millacron-Cincinnati VT 725 (INY-58) suministrados por Industrias ESTRA S.A. están asociados a alguno de los subsistemas funcionales de la máquina, es decir se pueden clasificar en fallas del sistema hidráulico, eléctrico o mecánico.

La clasificación de los datos históricos de falla según el origen de ocurrencia, permite obtener un análisis más profundo en la medida que se busque determinar si alguno de los subsistemas de la inyectora son los responsables con mayor importancia para que todo el sistema presente un proceso de Poisson no homogéneo. A continuación se presenta la clasificación de las fallas según el subsistema asociado.

Tabla 5. Datos históricos de falla de INY-58 divididos por subsistemas

Inicio de Falla	Fin de Falla	Inicio de Falla	Fin de Falla
SISTEMA HIDRÁULICO		SISTEMA ELÉCTRICO	
2007/06/14-08:00	2007/06/15-11:00	2007/05/05-19:30	2007/05/05-19:45
2007/06/25-21:45	2007/06/25-22:00	2007/05/13-22:00	2007/05/13-22:15
2007/06/28-14:00	2007/06/28-17:00	2007/05/19-08:15	2007/05/19-08:45
2007/07/06-07:45	2007/07/06-08:45	2007/06/07-04:00	2007/06/07-04:30
2007/07/27-09:50	2007/07/27-10:05	2007/06/16-10:00	2007/06/16-11:30
2007/08/02-22:15	2007/08/02-23:00	2007/06/20-18:30	2007/06/20-18:45
2007/08/26-10:15	2007/08/26-11:00	2007/06/25-06:30	2007/06/25-07:00
2007/08/31-08:45	2007/08/31-15:00	2007/07/03-14:00	2007/07/04-14:00
SISTEMA MECÁNICA		2007/07/12-12:30	2007/07/12-13:15
2007/05/16-10:40	2007/05/18-01:00	2007/07/22-11:05	2007/07/22-11:20
2007/05/19-10:35	2007/05/19-16:00	2007/07/28-08:30	2007/07/28-09:00
2007/05/23-20:45	2007/05/23-21:30	2007/08/10-12:20	2007/08/10-12:50
2007/06/17-06:00	2007/06/17-11:00	2007/08/18-03:45	2007/08/18-04:00
2007/06/27-07:30	2007/06/27-11:00	2007/08/22-10:00	2007/08/22-10:30
2007/08/08-09:40	2007/08/09-11:00	2007/08/22-22:30	2007/08/22-22:45
		2007/08/27-06:45	2007/08/27-07:00

ESTRA S.A., 2007

El análisis para el caso en donde se divide todo el sistema en subsistemas parte por hacer el supuesto que el sistema hidráulico, eléctrico y mecánico son sistemas no reparables. Bajo esta medida el proceso de análisis y toma de resultados es similar al empleado en todo el sistema y asumido como no reparable.

A continuación se presentan los resultados obtenidos de la división en subsistemas y considerados como no reparables:

Tabla 6. Síntesis de resultados de cálculo para INY-58 dividida en subsistemas asumidos como no reparables

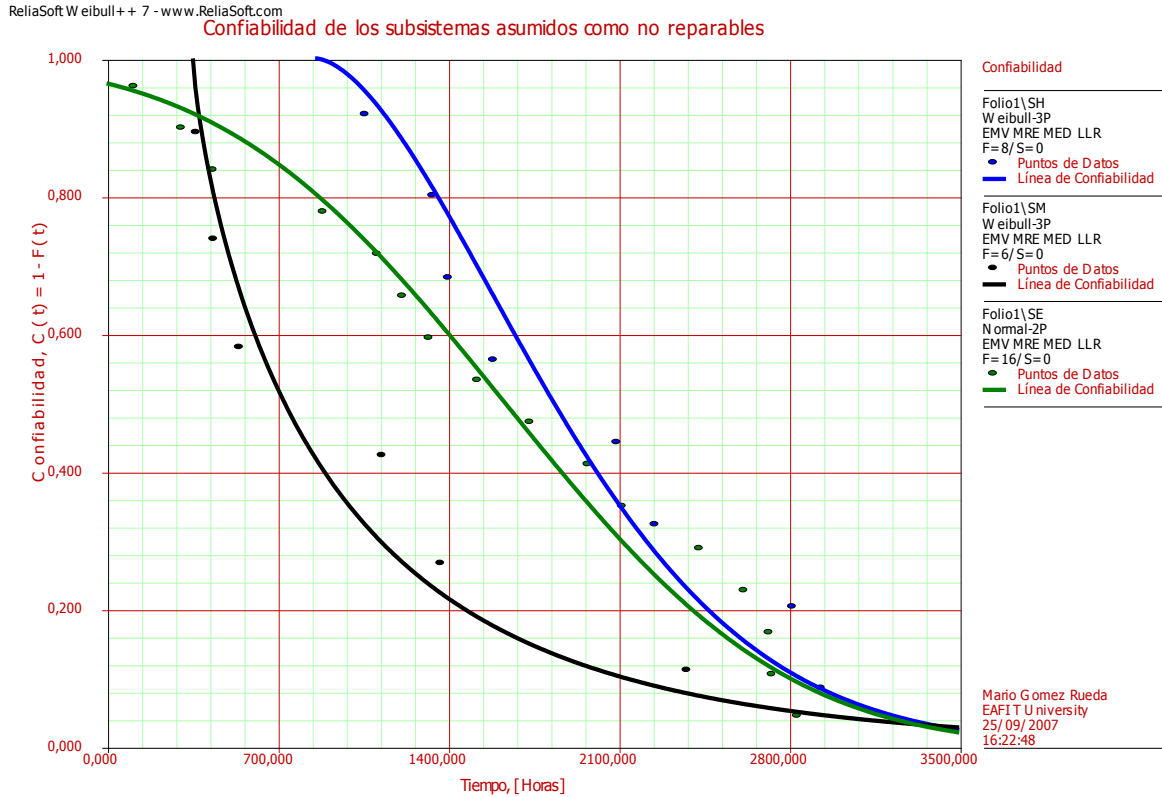
Sistema		S. Hidráulico			S. Mecánico			S. Eléctrico	
	Mejor Distribución	Weibull-3P			Weibull-3P			Normal-2P	
	Parámetros	β	η	γ	β	η	γ	Promedio	Estd
		1,6968	1215,33	855,9	0,7751	602,10	354,1	1633,39	909,67
	Media (MTBF)	388,14			468,86			196,74	
	Desviación Estándar	359,4			509,02			181,280	
	MLE	-62,541			-44,889			-131,212	
Bondad de Ajuste	Komogorov-Smirnov	2,860E-06			0,00302			0,00310	
	Chi Cuadrado Ji^2	0,48140			No valida			0,03970	

En este caso la prueba de bondad de ajuste de Chi Cuadrado Ji^2 no es válida para los tres casos, porque en los mismos no hay un número de datos mayor a 35.

El sistema eléctrico presenta un comportamiento de distribución normal, esto sugiere que en comparación a los otros subsistemas, el sistema eléctrico puede obtener mejoras con éxito al implementar alguna acción de mantenimiento.

La gráfica a continuación es un comparativo de la confiabilidad de cada subsistema en donde se emplea la mejor distribución de los datos asociados a cada uno de estos. El sistema eléctrico, el sistema hidráulico y el sistema mecánico se simbolizan bajo las siglas SE, SH y SM respectivamente.

Ilustración 34. Confiabilidad instantánea asumida como sistema no reparable y dividida en subsistemas para INY-58



Folio1\SH: $\beta=1,6968$, $\eta=1215,3253$, $\gamma=855,8800$
 Folio1\SM: $\beta=0,7751$, $\eta=602,1011$, $\gamma=354,0600$
 Folio1\SE: $\mu=1633,3854$, $\sigma=909,6700$

Sistema mecánico en negro, sistema eléctrico en verde y el sistema hidráulico en azul.

La modelación para el caso en que se asume cada uno de los subsistemas como sistemas reparables persigue el mismo proceso de análisis al empleado en todo el sistema. Es decir cada subsistema presenta un comportamiento de Poisson no homogéneo.

Los resultados de los parámetros para cada subsistema se presentan a continuación:

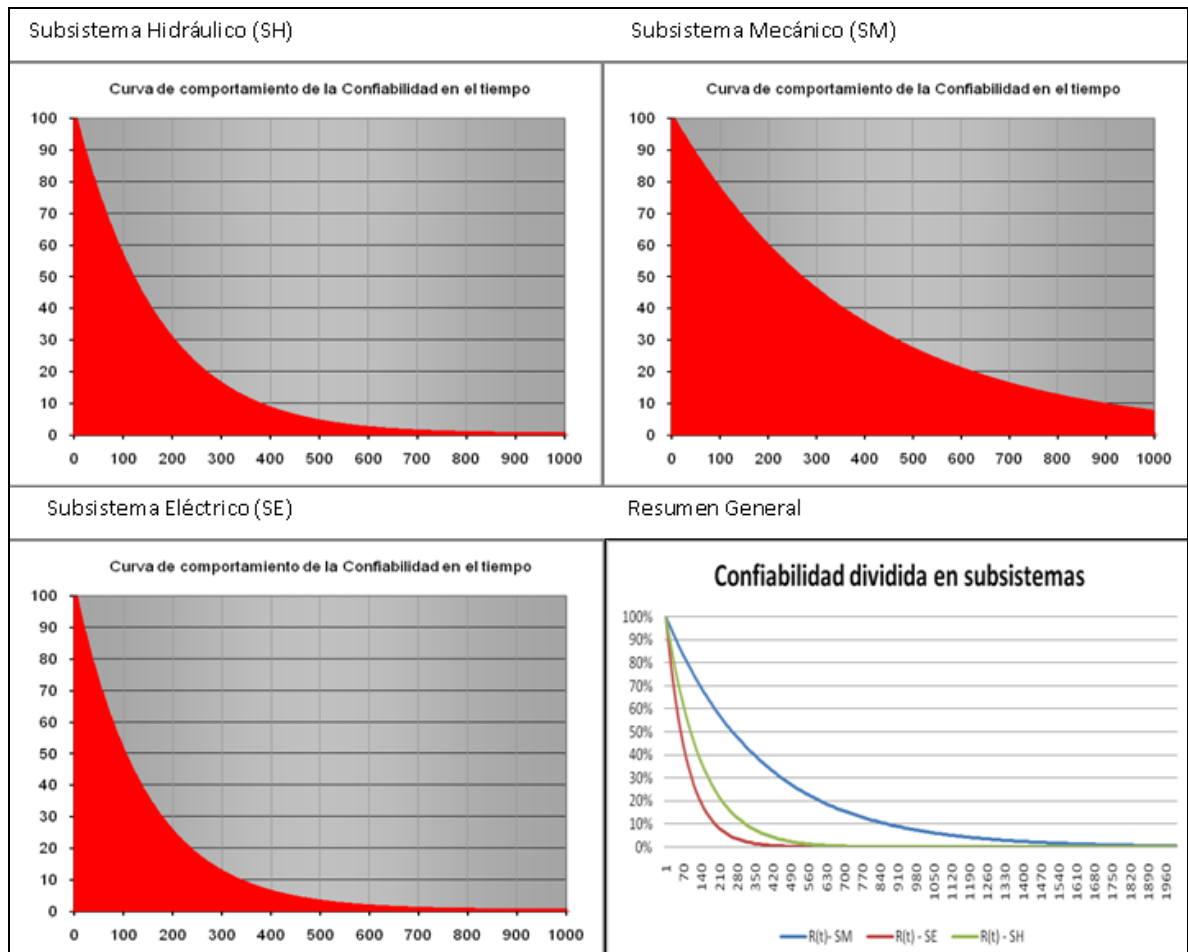
Tabla 7. Síntesis de resultados de cálculo para INY-58 dividida en subsistemas asumidos como reparables

Sistema		S. Hidráulico		S. Mecánico		S. Eléctrico		
	Comportamiento:	<i>NHPP</i>		<i>NHPP</i>		<i>NHPP</i>		
	Test de Laplace	1,5695		-0,5333		1,044		
	Parámetros (Crow/AMSAA)	λ		β		λ		β
			3,82E-07	2,134		0,00182	1,0417	0,000912
	Media (MTBF) [h]	372,20		410,69		179,91		
	Desviación Estándar	211,67		221,38		106,82		
Bondad de Ajuste	Cram'er Von Mises	0,0603 (Aceptable)		0,0646 (Aceptable)		0,071 (Aceptable)		

El caso del sistema mecánico es algo particular porque si se observa el valor del test de Laplace este es muy cercano a -0.5 es decir que por aproximación podría seguir comportamiento de Poisson homogéneo.

La gráfica a continuación describe el comportamiento de la confiabilidad asumiendo a cada uno de los subsistemas como reparables. El comportamiento de la confiabilidad del sistema mecánico aunque describe un proceso de degradación es el mejor en comparación a los otros dos bajo el supuesto que son sistemas reparables. Pero si observa la Ilustración 34 se puede determinar que el sistema mecánico es el peor de los tres, en este caso se asociaron los tres subsistemas como no reparables.

Ilustración 35. Confiabilidad instantánea asumida como sistema reparable y dividida en subsistemas para INY-58



5.7 CÁLCULO DE CONFIABILIDAD PARA REED-PRENTICE VD 1200 (INY29)

El procedimiento de análisis para Reed-Prentice VD 1200 (INY-29) es similar al utilizado en el aparte anterior. Para esta máquina se cuenta con más datos históricos de fallas en el mismo periodo de análisis.

5.7.1 Cálculo asumiendo que el sistema es no reparable

A continuación se presenta el histórico de fallas de los meses Mayo, Junio, Julio y Agosto de 2007.

Tabla 8. Datos históricos de falla de INY-29

Inicio de Falla	Fin de Falla	Inicio de Falla	Fin de Falla
2007/05/03-06:00	2007/05/03-11:45	2007/07/06-00:35	2007/07/06-03:30
2007/05/03-23:25	2007/05/04-01:55	2007/07/08-21:00	2007/07/08-21:30
2007/05/07-17:30	2007/05/07-18:50	2007/07/16-02:55	2007/07/16-03:10
2007/05/12-12:00	2007/05/15-11:00	2007/07/16-09:30	2007/07/16-10:45
2007/05/17-00:15	2007/05/17-01:00	2007/07/18-15:15	2007/07/18-16:15
2007/05/21-11:30	2007/05/21-12:30	2007/07/21-16:40	2007/07/21-19:00
2007/05/28-04:00	2007/05/28-05:45	2007/07/23-11:45	2007/07/23-12:30
2007/05/28-12:45	2007/05/28-15:45	2007/07/26-23:15	2007/07/27-00:15
2007/06/01-13:35	2007/06/01-14:15	2007/07/27-14:00	2007/07/27-18:30
2007/06/04-05:45	2007/06/04-06:45	2007/07/29-05:45	2007/07/29-10:30
2007/06/04-09:30	2007/06/04-10:00	2007/08/03-23:30	2007/08/04-01:00
2007/06/08-17:15	2007/06/08-18:00	2007/08/06-22:30	2007/08/10-20:30
2007/06/11-04:50	2007/06/11-05:45	2007/08/14-04:30	2007/08/14-05:00
2007/06/11-13:45	2007/06/11-14:45	2007/08/14-13:45	2007/08/14-14:15
2007/06/12-12:45	2007/06/12-14:00	2007/08/14-21:15	2007/08/15-01:45
2007/06/16-10:15	2007/06/16-10:45	2007/08/15-22:00	2007/08/16-03:00
2007/06/19-08:00	2007/06/19-09:30	2007/08/16-09:00	2007/08/16-09:30
2007/06/19-20:45	2007/06/19-21:15	2007/08/16-22:00	2007/08/17-00:00
2007/06/21-10:00	2007/06/21-11:30	2007/08/21-08:00	2007/08/21-13:00
2007/06/22-14:20	2007/06/22-15:20	2007/08/22-04:00	2007/08/22-05:00
2007/06/23-21:45	2007/06/23-22:30	2007/08/26-15:30	2007/08/26-16:00
2007/06/30-21:20	2007/06/30-23:50	2007/08/27-12:00	2007/08/27-12:15
2007/07/05-10:45	2007/07/05-11:30	2007/08/27-15:15	2007/08/27-16:00
2007/07/05-21:10	2007/07/05-21:30		

ESTRA S.A., 2007

El análisis de todo el sistema asumido como no reparable se desarrolló en el software Weibull++7.

Tabla 9. Síntesis de resultados de cálculo para INY-29 asumiéndola como sistema no reparable

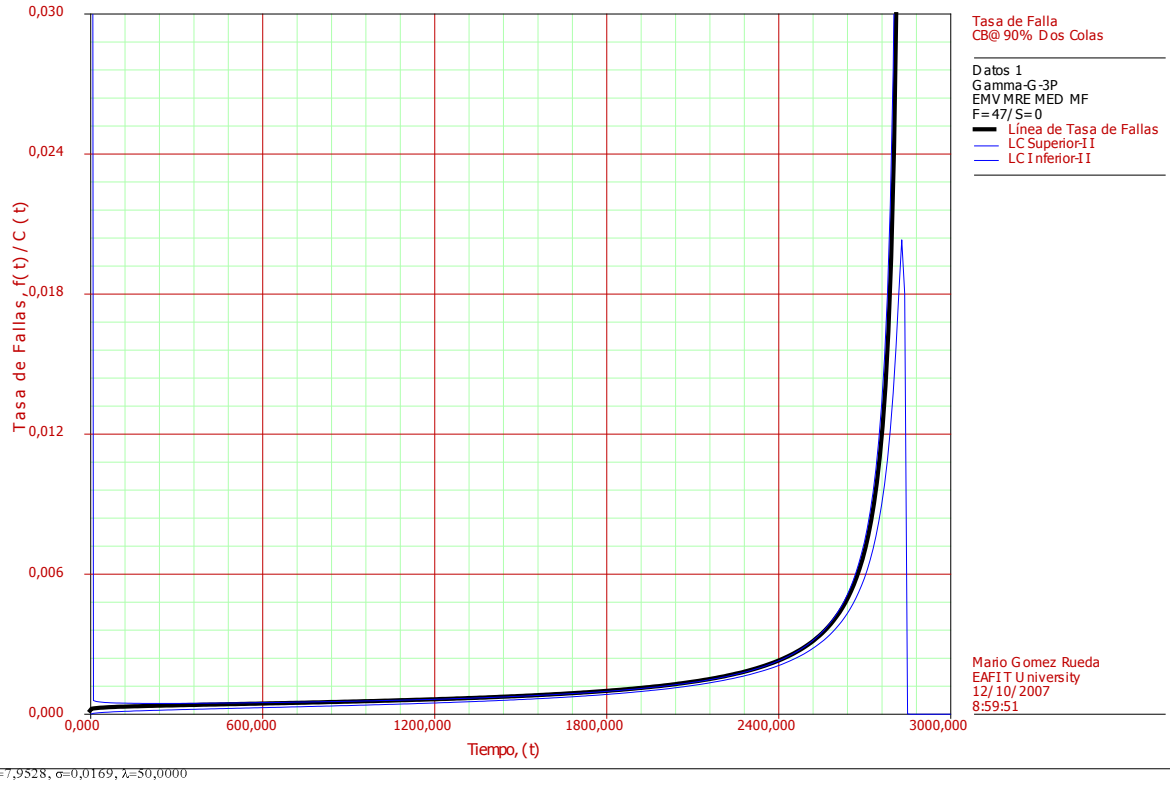
	Distribución	Gamma G		
	Parámetros	μ	σ	λ
		7,9528	0,0169	50,0
	Media (MTBF)	60,579		
	Desviación Estándar	50,940		
	MLE	-373,311		
Bondad de Ajuste	Komogorov-Smirnov	0,1948		
	Chi Cuadrado Ji^2	0,0001		

El comportamiento de la confiabilidad es el siguiente:

Ilustración 36. Tasa de fallas como sistema no reparable de INY-29

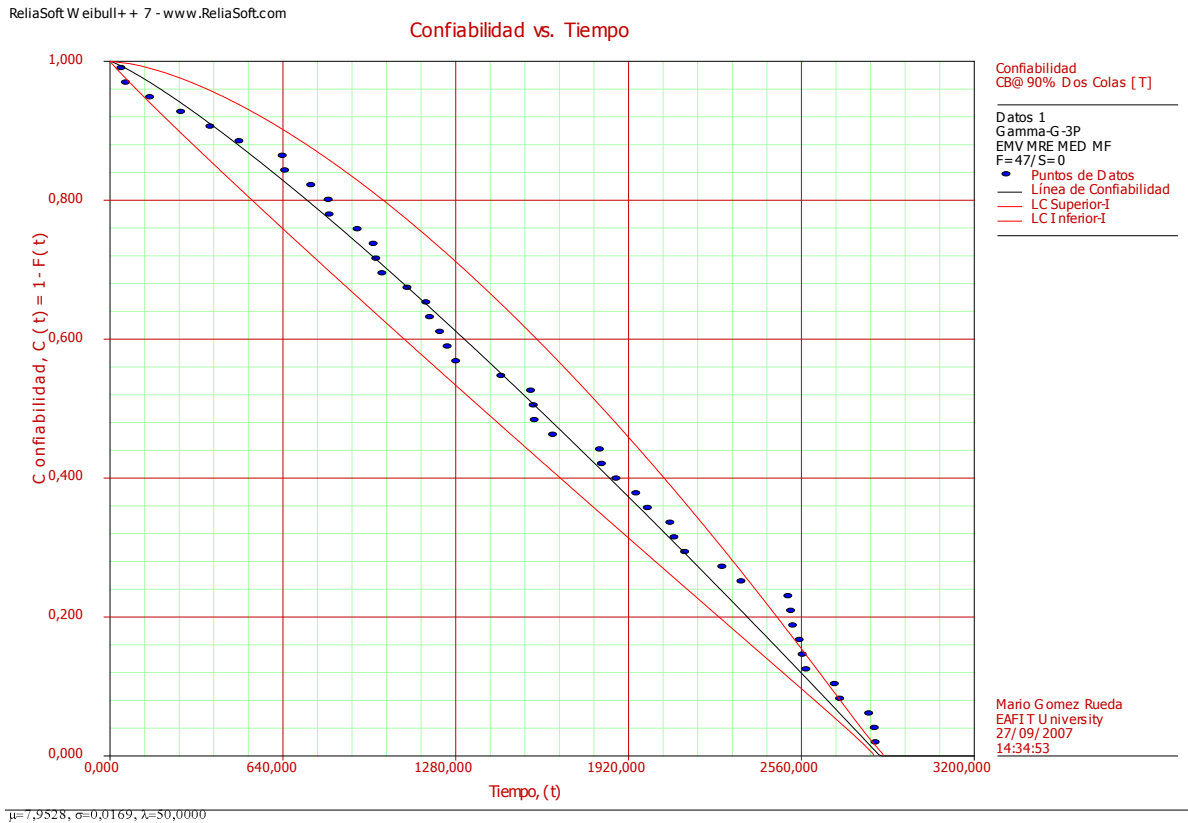
ReliaSoft Weibull++ 7 - www.ReliaSoft.com

Gráfico de Tasa de Fallas vs. Tiempo



La gráfica posee un límite de confianza del 90%.

Ilustración 37. Confiabilidad instantánea asumida como sistema no reparable INY-29



Al comportamiento de la confiabilidad se le adhiere un límite de confianza igual a 90%.

5.7.2 Cálculo asumiendo que el sistema es reparable

El análisis para el sistema asumiendo que es un sistema reparable se emplea los software Real-Mant versión 2001, RGA 6 además que de la plantilla de Microsoft Excel para graficar el patrón de confiabilidad.

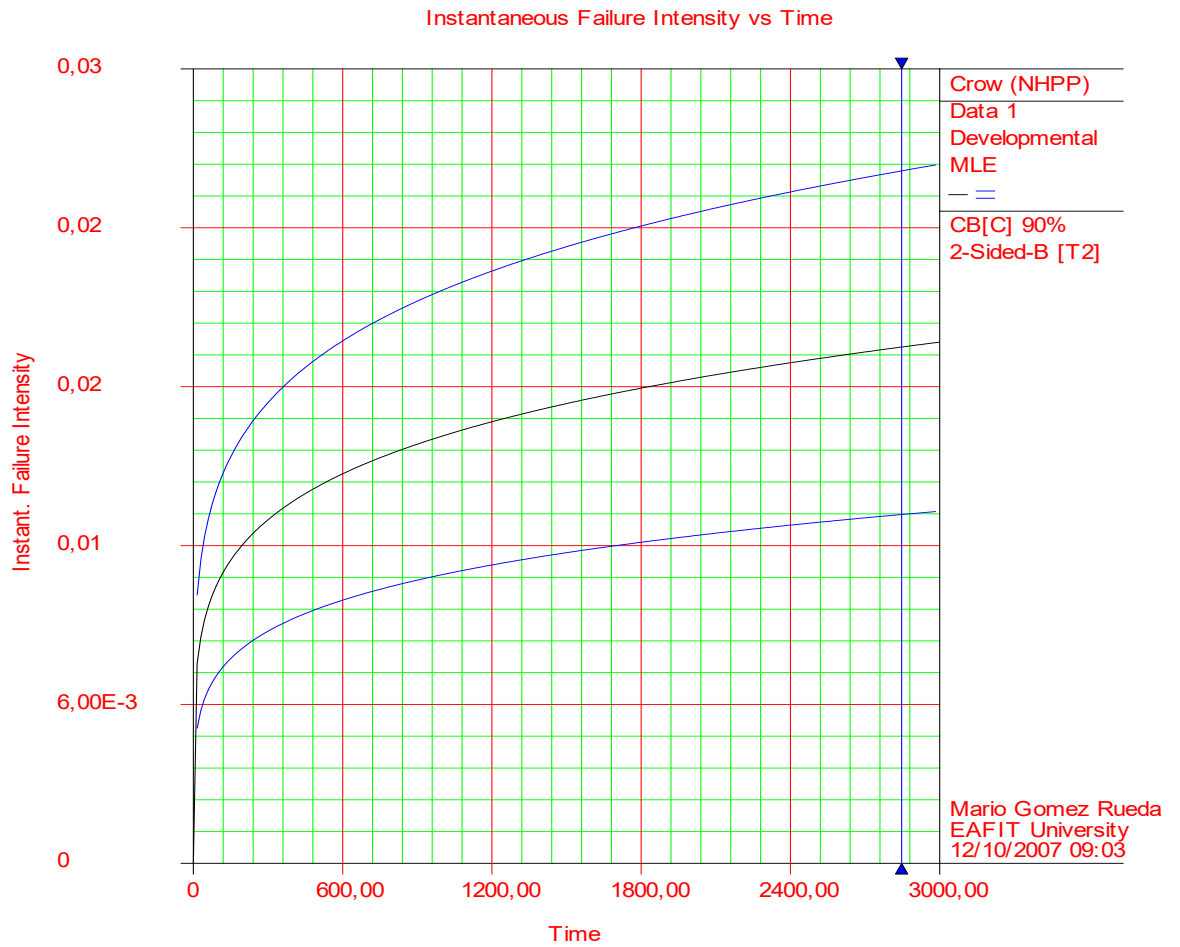
A continuación se presentan los resultados de este proceso de análisis:

Tabla 10. Síntesis de resultados de cálculo para INY-29 asumiéndola como sistema reparable

	Comportamiento:	No Homogéneo de Poisson	
	Test de Laplace	1,2512	
	Parámetros (Crow/AMSAA)	λ	β
		0,003912	1,181
	Media (MTBF)	66,29	
	Desviación Estándar	43,07	
Bondad de Ajuste	Cram' er Von Mises	0,0457 (Aceptable)	

Ilustración 38. Tasa de reparaciones como sistema reparable INY-29

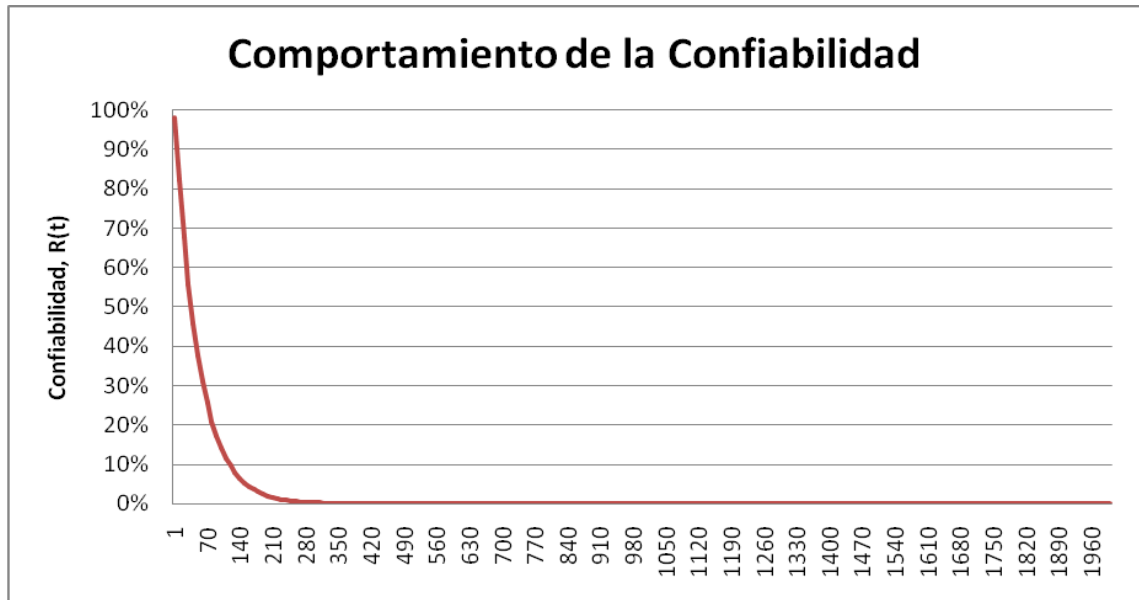
ReliaSoft's RGA6 PRO - RGA.ReliaSoft.com



Beta= 1,1810, Lambda=0,0039

La gráfica posee un límite de confianza del 90%.

Ilustración 39. Confiabilidad instantánea asumida como sistema reparable INY-29



5.7.3 Cálculo dividiendo la inyectora en subsistemas

Al igual que la inyectora Millacron-Cincinnati VT 725, los datos históricos de fallas se dividen según sea al sistema de la máquina el causante de la falla.

Tabla 11. Datos históricos de falla de INY-29 divididos por subsistemas

Inicio de Falla	Fin de Falla	Inicio de Falla	Fin de Falla
SISTEMA HIDRÁULICO		SISTEMA MECÁNICO	
2007/05/03-06:00	2007/05/03-11:45	2007/08/14-21:15	2007/08/15-01:45
2007/06/04-05:45	2007/06/04-06:45	2007/08/15-22:00	2007/08/16-03:00
2007/06/08-17:15	2007/06/08-18:00	2007/08/16-09:00	2007/08/16-09:30
2007/06/11-04:50	2007/06/11-05:45	2007/08/16-22:00	2007/08/17-00:00
2007/06/11-13:45	2007/06/11-14:45	SISTEMA ELÉCTRICO	
2007/06/22-14:20	2007/06/22-15:20	2007/05/03-23:25	2007/05/04-01:55
2007/06/23-21:45	2007/06/23-22:30	2007/05/07-17:30	2007/05/07-18:50
2007/07/27-14:00	2007/07/27-18:30	2007/05/17-00:15	2007/05/17-01:00
2007/07/29-05:45	2007/07/29-10:30	2007/05/21-11:30	2007/05/21-12:30
2007/08/03-23:30	2007/08/04-01:00	2007/05/28-12:45	2007/05/28-15:45
2007/08/22-04:00	2007/08/22-05:00	2007/06/01-13:35	2007/06/01-14:15
SISTEMA MECÁNICO		2007/06/19-08:00	2007/06/19-09:30
2007/05/12-12:00	2007/05/15-11:00	2007/06/19-20:45	2007/06/19-21:15
2007/05/28-04:00	2007/05/28-05:45	2007/06/21-10:00	2007/06/21-11:30
2007/06/04-09:30	2007/06/04-10:00	2007/07/05-21:10	2007/07/05-21:30
2007/06/12-12:45	2007/06/12-14:00	2007/07/08-21:00	2007/07/08-21:30
2007/06/16-10:15	2007/06/16-10:45	2007/07/16-02:55	2007/07/16-03:10
2007/06/30-21:20	2007/06/30-23:50	2007/07/16-09:30	2007/07/16-10:45
2007/07/05-10:45	2007/07/05-11:30	2007/07/21-16:40	2007/07/21-19:00
2007/07/06-00:35	2007/07/06-03:30	2007/08/14-13:45	2007/08/14-14:15
2007/07/18-15:15	2007/07/18-16:15	2007/08/21-08:00	2007/08/21-13:00
2007/07/23-11:45	2007/07/23-12:30	2007/08/26-15:30	2007/08/26-16:00
2007/07/26-23:15	2007/07/27-00:15	2007/08/27-12:00	2007/08/27-12:15
2007/08/06-22:30	2007/08/10-20:30	2007/08/27-15:15	2007/08/27-16:00
2007/08/14-04:30	2007/08/14-05:00		

ESTRA S.A., 2007

A continuación se presentan los resultados obtenidos en el software Weibull++7 considerando a cada subsistema como no reparable:

Tabla 12. Síntesis de resultados de cálculo para INY-29 dividida en subsistemas asumidos como no reparables.

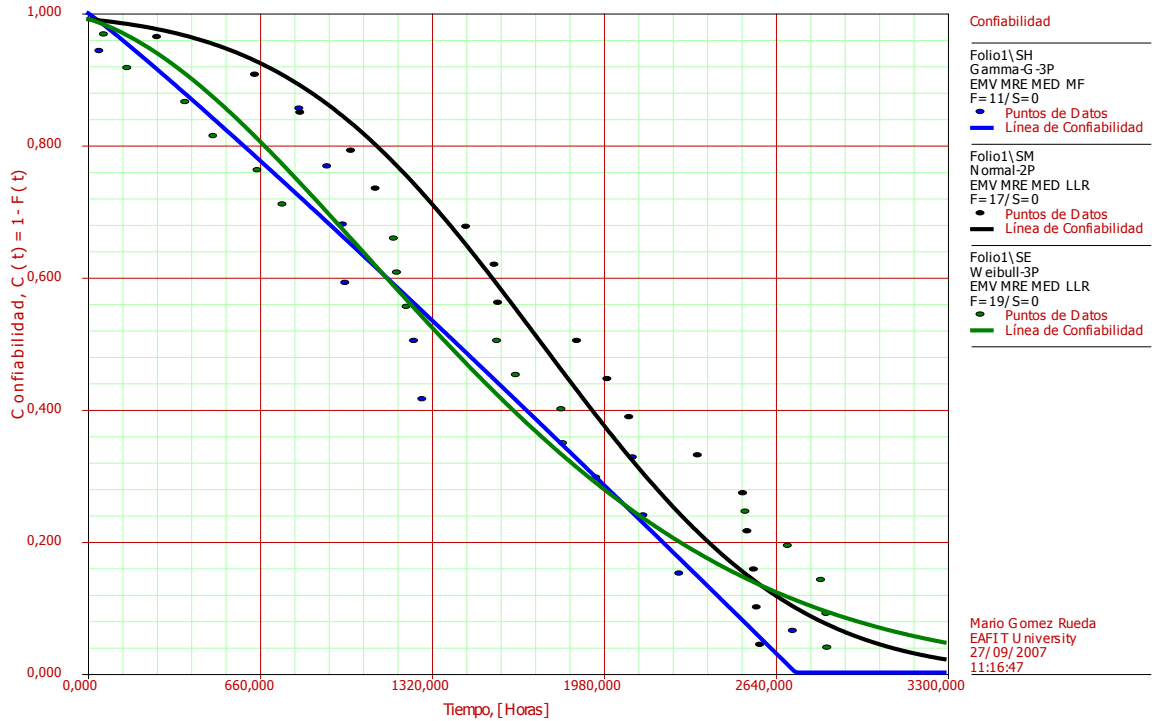
Sistema		S. Hidráulico			S. Mecánico		S. Eléctrico		
	Distribución	Gamma-G			Normal-2P		Weibull-3P		
	Parámetros	μ	σ	λ	Promedio	Estd	β	η	γ
		7,9060	0,0189	50	1743,09	756,1	1,841	1866,4	-150,1
	Media (MTBF)	246,90			197,35		191,69		
	Desviación Estándar	295,34			390,58		259,06		
	MLE	-86,982			-136,300		-155,910		
	Bondad de Ajuste	Komogorov-Smirnov	0,01720			0,04049		0,01213	
Chi Cuadrado Ji^2		0,19492			0,03110		0,00904		

El sistema mecánico puede considerarse como el de mejor comportamiento en comparación a los otros. La gráfica siguiente describe el comportamiento de la confiabilidad ajustada a la mejor distribución de datos de los tres subsistemas.

Ilustración 40. Confiabilidad instantánea asumida como sistema no reparable y dividida en subsistemas para INY-29

ReliaSoft Weibull++ 7 - www.ReliaSoft.com

Confiabilidad de los subsistemas asumidos como no reparables



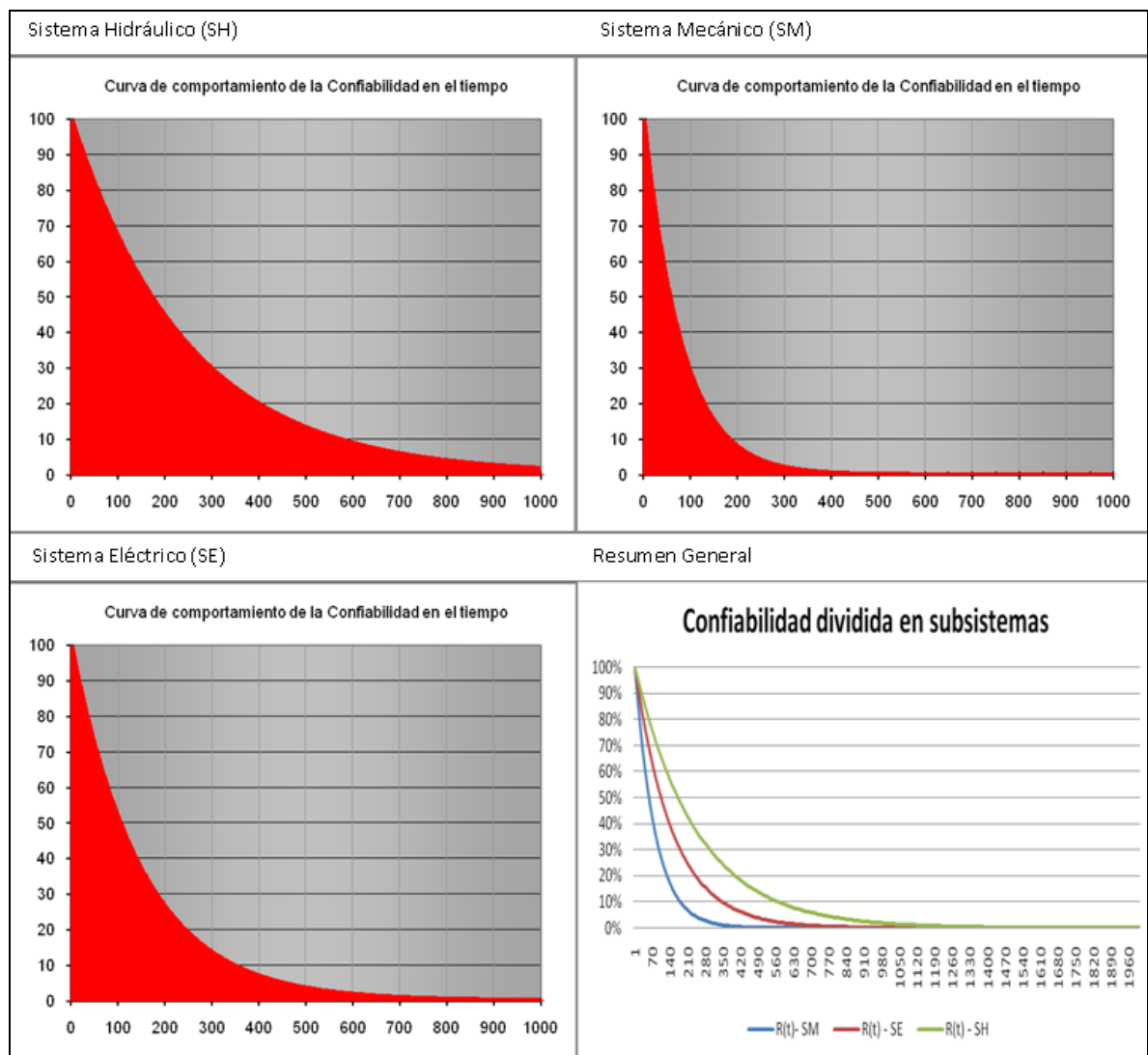
Sistema mecánico en negro, sistema eléctrico en verde y el sistema hidráulico en azul. A continuación se presenta los resultados obtenidos para el caso en donde se asume a cada subsistema como reparable:

Tabla 13. Síntesis de resultados de cálculo para INY-29 dividida en subsistemas asumidos como reparables

Sistema		S. Hidráulico	S. Mecánico		S. Eléctrico	
	Comportamiento:	HPP	NHPP		HPP	
	Test de Laplace	0,2495	2,4710		0,4724	
	Parámetros (Crow/AMSAA)	λ .distri exp.		λ	β	λ .distri exp.
			0,00405007	6,0E-06	1,8805	0,006673
	Media (MTBF)	249,09	165,22		151,2	
Desviación Estándar	149,93	85,47		96,82		
Bondad de Ajuste	Cram'er Von Mises	0,0848 (Aceptable)	0,1583 (Aceptable)		0,0749 (Aceptable)	

En la inyectora INY-29 se presenta un caso diferente al estudiado en la otra máquina, porque se concluye que el sistema hidráulico y el sistema eléctrico presentan un comportamiento de Poisson homogéneo, es decir para determinar el comportamiento de la confiabilidad esta puede asociarse a una distribución exponencial donde solo se necesita el parámetro λ (λ .distri exp). Dicho parámetro es simplemente el inverso de la media de los tiempos productivos.

Ilustración 41. Confiabilidad instantánea asumida como sistema reparable y dividida en subsistemas para INY-29



5.8 CONCLUSIONES

La división en subsistemas funcionales de una máquina permite encontrar resultados comparativos mucho más precisos del desempeño operacional, es decir encontrar el componente o sistema que es el causante principal en los paros de operacionales de una máquina y para el cual se pueda establecer estrategias de mantenimiento oportunas.

Los sistemas en general están compuestos por elementos o sistemas tanto reparables como no reparables por lo que el cálculo de confiabilidad por el método tradicional no restringe al modelo de cálculo de Poisson. Es necesario establecer desde un comienzo del análisis característica reparable o no reparable de cada componente o sistema.

Si se observa los valores obtenidos para el *MTBF* en las diferentes simulaciones, se puede determinar que los cálculos tienen validez debido a que no difieren para cuando se asume el sistema como no reparable o cuando se evaluó como sistema reparable.

6 CONCLUSIONES Y COMPARACIÓN DE RESULTADOS

6.1 OBJETIVO

Comparar los resultados de las diferentes simulaciones.

6.2 CONCLUSIONES

La interpretación precisa de los resultados para cuando el sistema es asumido como reparable, permite a la empresa evaluar el desempeño de las máquinas así como redefinir las herramientas y métodos vigentes en las tareas de mantenimiento.

Los datos históricos de fallas deben representar un periodo de tiempo considerable y a una información veraz, de tal forma que se pueda determinar un proceso de degradación o un crecimiento en el número de fallas.

El mejor mecanismo de auditoría de los datos históricos de fallas es la evaluación exhaustiva de cómo son diligenciados los registros de tiempo de servicio y los tiempos improductivos.

El proceso de Poisson permite modelar la presencia de eventos aleatorios que tienen relación directa con la confiabilidad operacional de un componente o sistema.

El proceso estocástico no homogéneo más relevante en el análisis de la confiabilidad para sistemas reparables es el proceso de Poisson no homogéneo. Aunque existen otros procesos aleatorios con esta característica como el de

Polya, Gompertz, Rayleigh y el Lognormal, todavía su utilidad en la estimación de la confiabilidad de sistemas reparables no está demostrada.

El proceso estocástico de Poisson no homogéneo es la metodología estadística más adecuada para el análisis de la confiabilidad de sistemas reparables toda vez que solo relaciona el tiempo exacto en que ocurre la falla y no los tiempos operativos, por tanto no existe la necesidad de reorganizar los datos, lo que ocurre en la metodología tradicional de cálculo de la confiabilidad.

El proceso de Poisson en el análisis de sistemas reparables es el modelo matemático universalmente aceptado para el cálculo de la confiabilidad de este tipo de sistemas.

Los resultados de la confiabilidad obtenidos por el proceso de Poisson tanto homogéneo y como no homogéneo corresponden a una aplicación de gran relevación en la adjudicación de información para los diseñadores e ingenieros de confiabilidad, toda vez que puedan determinar la esperanza de vida para un sistema y el comportamiento de la tasa de reparación de estos.

La modelación de la confiabilidad para cuando las fallas poseen un comportamiento de Poisson homogéneo se puede aproximar a una distribución exponencial del modelo tradicional de cálculo de confiabilidad para sistemas no reparables.

El test de Laplace se constituye como una de las mejores herramientas para comprobar la tendencia de fallas y así mismo ubicar el histórico de reparaciones en alguna de las dos variantes del proceso estocástico de Poisson.

La curva de la bañera o curva de Davies es la justificación misma del proyecto, es decir la gráfica representa el comportamiento esquemático del ciclo de vida de un

sistema reparable (mortalidad infantil, vida útil del equipo, vejez) y el objetivo principal del ingeniero de mantenimiento es determinar en qué fase se encuentra el sistema, para ello se presenta el proceso de Poisson homogéneo y no homogéneo como una herramienta de análisis.

La interfaz o el punto de cambio entre la fase de vida útil y la fase de vejez en la curva de la bañera se puede obtener de acuerdo al valor obtenido en el test de Laplace mientras el periodo de análisis corresponda a un espacio significativo de tiempo operacional del sistema.

El proceso aleatorio de Poisson no suministra información apropiada para determinar si un sistema se encuentra en la fase de mortalidad infantil. Para esta consideración es necesario utilizar el modelo de cálculo tradicional de la confiabilidad y se debe esperar que si un sistema presenta un comportamiento de mortalidad infantil entonces sus datos deben tomar una distribución gamma.

La división por medio de subsistemas funcionales de una máquina o modelo funcional permite encontrar el origen de las fallas y se convierte en el mejor método de evaluación de la confiabilidad debido a que el estudio es más exhaustivo y preciso.

La presencia de sistemas reparables y no reparables en un mismo modelo funcional establece un análisis conjunto tanto del modelo tradicional de cálculo de la confiabilidad como la metodología descrita por el proceso de Poisson homogéneo y no homogéneo.

En la modelación del comportamiento de las fallas en los sistemas reparables se asume que las reparaciones ocurren en forma instantánea o sus tiempos son despreciables con respecto a los tiempos de falla.

El sistema hidráulico bajo el supuesto como no reparable en la inyectora Millacron-Cincinnati VT 725 (INY-58) es el mejor en comparación a los otros dos subsistemas, a un tiempo $t=700$ horas la confiabilidad es del 100%. En el análisis bajo el supuesto que este sistema es reparable, presenta un comportamiento de Poisson no homogéneo es decir un proceso de degradación y comparándolo con los otros dos sistemas este es el peor, a un tiempo $t=700$ horas la confiabilidad es del 30% aproximadamente.

Las últimas fallas del periodo de evaluación de la INY-58 no se concentran en los límites de confianza esto puede sugerir que los datos no fueron tomados de la forma más adecuada posible.

La diferencia entre los resultados obtenidos para la confiabilidad en el sistema hidráulico bajo los dos supuestos, se justifica en que gran parte de las fallas se concentran en el final del periodo de evaluación, lo que da cuenta de un proceso de degradación.

El sistema mecánico presenta un comportamiento contrario al mencionado anteriormente, es decir desde la óptica como sistema no reparable es el peor relacionándolo con los otros dos sistemas pero caso contrario ocurre desde el punto de vista como sistema reparable en donde es el mejor. Pero ambas curvas de confiabilidad son similares en forma y distribución a si presentan parámetros diferentes.

Los tres sistemas de la INY-58 presentan un comportamiento de Poisson no homogéneo en el estudio como sistemas reparables pero al analizar el test de Laplace del sistema mecánico que es igual a -0.533 se puede confirmar que el comportamiento de las fallas se aproxima a un proceso de Poisson homogéneo ya es muy cercano a unos de los límites de diferenciación para el test de la Laplace.

La aproximación que se adjudica al comportamiento del sistema mecánico como un proceso Poisson homogéneo se ve reflejada en la curva de confiabilidad de este sistema y en sus parámetros, es decir al presentar un valor de β igual 1.0417 el cual es muy cercano a 1 se puede concluir que está todavía en la fase II de la curva de Davies o persigue un proceso Poisson homogéneo.

La certeza en esta última aproximación se puede eliminar en la medida que el periodo de análisis o los datos históricos de fallas correspondan un tiempo cronológico mucho más amplio.

El análisis de confiabilidad de la inyectora Reed-Prentice VD 1200 (INY-29) como sistema reparable sin división en subsistemas arroja resultados semejantes a los de la máquina anterior. Ambas presentan un comportamiento de Poisson no homogéneo e incremento de la tasa de reparaciones al final de periodo de evaluación.

El análisis en donde se considera la INY-29 como la suma de tres subsistemas presenta una particularidad en los resultados, solo el sistema mecánico muestra un comportamiento de Poisson no homogéneo y los otros dos siguen el caso homogéneo. Entonces es posible determinar que la causa principal para que toda la máquina o el sistema completo presente un proceso de degradación es a causa del desempeño de su sistema mecánico principalmente.

El sistema hidráulico para el análisis donde se asume como sistema reparable de la inyectora 29 presenta el mejor comportamiento en relación con el sistema mecánico y eléctrico. Pero cuando se realiza el estudio como sistema no reparable su comportamiento es el peor.

6.3 PROPUESTAS Y RECOMENDACIONES PARA OTROS PROYECTOS

Desarrollar un estudio en donde se incluyan los diferentes impactos externos que pueden intervenir en un sistema, por ejemplo los impactos ambientales, la edad de equipos entre otros; para esto, es provechoso utilizar la metodología relacionada con lógica difusa.

Anexar al estudio de sistemas reparables la metodología de análisis de causa raíz para las fallas.

Determinar la incidencia del proceso de Markov para el cálculo de mantenibilidad.

Diseñar una metodología de análisis que relacione el cálculo de la confiabilidad de un sistema reparable con el costo de cada actividad de reparación y su comportamiento en el tiempo.

Desarrollar una metodología de análisis del proceso homogéneo y no homogéneo de Poisson por medio de simulaciones.

7 BIBLIOGRAFÍA

Arroyave L, María del Pilar. Sistema de calidad de una empresa de servicios de mantenimiento industrial basado en RCM. Medellín, Colombia: 2001. Proyecto de grado ingeniería mecánica, Universidad EAFIT.

Barlow, Richard E. Engineering Reliability. Philadelphia, USA: 1998. Edit Siam. ISBN: 0898714052

Barlow, Richard E; Proschan, Frank. Mathematical theory of reliability. New York, USA: 1996. John Wile & Sons, Inc. ISBN: 0899743692

Bazovsky, Igor. Reliability theory and practice. USA; 2004. Edit. Dover Publications Incorporated. ISBN: 0486438678

Billinton, Roy; Allan, Ronald. Reliability evaluation of engineering systems. London, Great Britain: 1983. Pitman advanced publishing program.

Blanchard, Benjamin S; Verma, Dinesh; Peterson, Elmer. Maintainability: a key to effective serviceability and maintenance management Ingeniería logística. USA: 1994. Edit. Wiley Interscience. ISBN: 0486438678

Caro V, Juan D. Modelación de confiabilidad basada en la medición de síntomas del sistema de bombeo GEMI. Medellín, Colombia: 2006 Proyecto de grado ingeniería mecánica, Universidad EAFIT

Cempel, C; Naike, H. G. y Yao, J. T. P. Symptom Reliability and Hazard for Systems Condition Monitoring. Paper.

Céspedes Z, Lucas; Mejía I, Santiago. Implementación de un sistema de indicadores para la gestión de mantenimiento de una empresa textilera. Medellín, Colombia: 2005. Proyecto de grado ingeniería mecánica, Universidad EAFIT.

Chatfield, C. *The Analysis of Time Series: An Introduction*. Ed. Chapman and Hall. London, England; 2003. ISBN: 1584883170.

Chou, Ya-Lun. Análisis Estadístico. Editorial Interamericana. México D.F., México; 1977. ISBN: 968-25-0208-X.

Coleman, Rodney. Procesos Estocásticos, México D.F., México: 1976. Edit Limusa.

Cox, D.R; Lewis, P.A. The statistical analysis of series of events. Methuen, London; 1966.

Díaz Matalobos, Angel. Confiabilidad en mantenimiento. Caracas, Venezuela: 1992. Editorial IESA. ISBN: 980-271-068-2

Dounce, E. La Productividad del Mantenimiento Industrial. México D.F, México: 1998 Editorial CECSA. ISBN: 986-26-1089-3

Dyner R, Isaac. Estimación del proceso de Poisson no homogéneo. Trabajo presentado para cumplir con el requisito exigido para la promoción a la categoría de Profesor Asociado. Universidad Nacional. Medellín, Colombia: 1980.

Ebeling, Charles E. An Introduction to Reliability and Maintainability Engineering. New York, USA: 2005. Editorial Waewland Press, Inc. ISBN: 1577663861.

ESTRA S.A., Industrias. Organización de manufactura y comercialización de productos poliméricos para uso industrial y de hogar. Medellín, Colombia: 2007.

Forcadas F, Jorge. Estadística aplicada a los sistemas & Confiabilidad en los sistemas. Revista Sociedad Antioqueña de Ingenieros y Arquitectos. En: Revista SAI. No.4 Vol.1 Medellín, Colombia; 1983.

Gnedenko, Boris V; Ushakov, Igor A. Statistical reliability engineering. New York, USA: 1999. Edit John Wiley & Sons, Inc. ISBN: 0471123560

Halpern, Siegmund. The assurance sciences: an introduction to quality control and reliability. New Jersey, USA: 1978. Editorial Prentice Hall Inc. ISBN: 0130496014

Henao Q., Carlos A. y Arias N., Gloria C. Aproximación al estudio del mantenimiento: guía conceptual. Medellín, Colombia: 2001. Proyecto de grado ingeniería mecánica, Universidad EAFIT

Hanke, John; Reitsch, Arthur G. Pronósticos en los negocios. Editorial Prentice Hall. México D.F., México; 1996.

Kececioglu, Dimitri. Maintainability, Availability, & Operational Readiness Engineering. Upper Saddle River, NJ, USA: 1995. Editorial Prentice Hall. ISBN: 84-8088-175-5

Kelly, A; Harris, M.J. Gestión del mantenimiento industrial. Madrid, España: 1998. Fundaciones REPSOL. ISBN: 84-923506-0-1

Jaramillo, Luis H. Estudio proyectivo de la exportación bananera de la zona de Uraba. Proyecto de grado para optar el título de Magister en administración. Universidad EAFIT. Medellín, Colombia; 2000.

Labib, A. W. A framework for benchmarking appropriate productive maintenance. Management Decision Journal. Londres, Reino Unido: 1999. Vol. 37, Iss 10, p. 792-794

Leemis, Lawrence M. Reliability: Probabilistic Models and Statistical Methods. Internacional series in industrial and systems engineering. New Jersey, USA: 1995. Editorial Prentice Hall. ISBN 013720517-1

Leemis, Lawrence M. Reliability: Probabilistic Models and Statistical Methods. John Wiley & Sons, Inc. 1987. ISBN 0137215171

Levin, Richard. Estadística para administradores. New Jersey, USA: 1997. Editorial Prentice Hall. ISBN 9688806757

Lewis, Elmer E. Introduction to reliability engineering. 1995. Editorial John Willey & Sons, Inc. ISBN: 9688806757

Lewis, P.A. Recent results in the statistical analysis of univariate point process. Stochastic point processes. Wiley: 1972

McClave, James T; Schaffer, Richard L. Probabilidad y Estadística para Ingenieros. México D.F., México: 1992. Editorial Iberoamérica.

Medina de los R, Sandra M. Implementación de los índices CMD en la engomadora Scuker Muller de textiles Fabricato Tejicondor S.A. Proyecto de grado para optar por el título de Ingeniero Mecánico. Universidad EAFIT. Medellín, Colombia; 2006.

Medina, Pablo. Análisis de tendencias y contratendencias. Paper. Bolsa de Comercio de Rosario, Argentina: 2001.

Melo G, Carlos A; Villegas L, Juan S. Herramientas de gestión y operación de mantenimiento basado en el estado futuro. Proyecto de grado para optar por el título de Ingeniero Mecánico. Universidad EAFIT. Medellín, Colombia; 2002.

Mendonça D, José A; Lopes R, Zulema; Fiabilidade e Gestao da Manutencao de Sistemas Reparáveis. Paper. Departamento de Engenharia Mecânica e Industrial, Faculdade de Ciências e Tecnologia da Universidade Nova de Lisboa, Caparica, Portugal: 2005

Modarres, Mohammed. What every engineer should know about reliability and risk analysis. New York, USA: 1993. Editorial Marcel Dekker. ISBN: 082478958X

Mora G, Luís A. Mantenimiento Estratégico para Empresas Industriales o de Servicio. Editorial AMG. Medellín, Colombia; 2006. ISBN 958-33-8218-3

Muñiz S, Victor; Villa D, Enrique; Hernandez A, Arturo. Optimizacion para el mantenimietno de Sistemas Reparables. Paper. 2004

Nachlas, Joel A. Fiabilidad. Isdefe. Madrid, España: 1995. ISBN: 84-89338-07-8

Nakajima, Seichi; Shirose, Kunio; Goto, Fumio; Miyoshi, Ainosuke y Aso, Masamitsu. Introducción al TPM programa para el desarrollo. Madrid, España; 1991. Traducido por Antonio Cuesta Álvarez. Editorial Fundación REPSOL. ISBN: 8487022812

Navarro E., Luis; Pastor T., Ana C. y Mugaburu L., Jaime M. Gestión integral de mantenimiento. Barcelona, España: 1997. Marcombo Boixerau Editores. ISBN: 84-267-1121-9

O'Connor, Patrick D.T. Practical reliability engineering. Britain: Editorial Heyden & Son LTD GREAT: 1985. ISBN: 0470844620

Parra M., Carlos. Optimización de la producción a partir de la implementación del MCC. Medellín, Colombia: Septiembre 1999. Centro de Educación Continua (Departamento de Ingeniería Mecánica). Universidad EAFIT.

Parra M., Carlos. Software para determinar la CMD, NHPP y HPP desarrollado en Microsoft Excel. Venezuela. 2001.

Palencia C, Javier A; Chikhani C, Angela S; Lara, Juan F; Aguillón M, Orlando; Tremante M, Andrés; Rojas L Mairim M. Aplicación de sistemas expertos en el modelaje de la predicción de fallas en activos industriales. Pape. *Fourth LACCEI International Latin American and Caribbean Conference for Engineering and Technology (LACCET'2006) "Breaking Frontiers and Barriers in Engineering: Education, Research and Practice."* Mayagüez, Puerto Rico: 2006

Parzen, E. Stochastic Processes. Holden-day, San Francisco, USA: 1962

Ramakumar, Ramachandra. Engineering Reliability: Fundamentals and Applications. New Jersey, NJ, USA: 1996. Prentice-Hall. ISBN: 0132767597

Rey Sacristan, Francisco. Hacia la excelencia en mantenimiento. Madrid, España: 1996. Editorial TGP Hoshin. ISBN: 84-87022-21-9

Rodríguez G, Alberto; Henao, Jhon H; González, Juan C; Vallejo, Juan S; Gonzalez, Juan S; Castañeda, Leonel F; Mora G, Luis A. Diseño para la medición de confiabilidad, mantenibilidad y disponibilidad de equipos en mantenimiento industrial. Medellín, Colombia: 2004. Universidad EAFIT. Informe final de investigación.

Rojas Arias, Jaime. Introducción a la confiabilidad. Universidad de los Andes. Bogotá, Colombia: 1975.

Saldanha, Pedro; de Simone, Elaine; Frutuoso e Melo. *An application of non-homogeneous Poisson point processes to the reliability analysis of service water pumps*. Paper, Rio de Janeiro, BRasil: 2001

Sánchez, Javier. Manual práctico de estadística. Facultad de Minas, Universidad Nacional de Colombia. Medellín, Colombia; 1990.

Sotskov, B. Fundamentos de la teoría del cálculo de la fiabilidad de elementos y dispositivos de automatización y técnica de cálculo. Moscú, Rusia: 1972. Editorial MIR

Trivedi, Kishor Shridharbhai. Probability and Statistics with Reliability, Queuing, and Computer Science Applications. New York: Prentice-Hall: 1982.

Toro O, Juan C; Céspedes G, Pedro A. Metodología para medir confiabilidad, mantenibilidad, disponibilidad en mantenimiento. Medellín, Colombia: 2001. Proyecto de grado ingeniería mecánica, Universidad EAFIT.

Vallejo J, Juan S. Accesoria personal sobre confiabilidad y sus diferentes procesos homogéneos y no homogéneos. Universidad EAFIT. Medellín, Colombia: 2007.

Vallejo J, Juan S. Desarrollo, validación, contraste y pronóstico del cálculo CMD. Medellín, Colombia: 2004. Proyecto de grado ingeniería mecánica, Universidad EAFIT.

Velásquez, Ermilson. Accesoria personal sobre modelos estadísticos de carácter aleatorio y procesos estocásticos. Universidad EAFIT. Medellín, Colombia: 2007.

Woodhouse, J. Managing industrial Risk. Chapman Hill Inc – Londres, Reino Unido: 1996.

Zuluaga A, Luz V. Desarrollo de un modelo markoviano para la evolución de la población estudiantil de ingeniería de sistemas de la Universidad EAFIT. Medellín, Colombia: 1992. Proyecto de grado ingeniería de sistemas, Universidad EAFIT.

8 CIBERGRAFÍA

BARRINGER, 1996. [En línea] [Revisión de hipervínculo 31 de Julio de 2007].

Disponible en Internet en:

http://www.barringer1.com/pdf/Oview_REP.pdf

DUANE, 2005. [En línea]. [Historia y desarrollo modelo de Duane] [Citado el 6 de Septiembre de 2007]. Disponible en Internet:

www.weibull.com/RelGrowthWeb/Model_History_and_Development.htm

CROW-AMSAA, 2007. [En línea]. [Modelo Crow/AMSAA (N.H.P.P)] [Citado el 27 de Septiembre de 2007]. Disponible en Internet:

www.weibull.com/RelGrowthWeb.htm

ESTACIONALIDAD, 2007. [En línea]. [Prácticas de Series Temporales] [Citado el 29 de Agosto de 2007]. Disponible en Internet:

http://www.est.uc3m.es/esp/nueva_docencia/leganes/ing_industrial/estadistica_industrial/practicas/Practica1Series.pdf

EXPONENTIAL-DISTRIBUTION, 2007. [En línea] [Revisión de hipervínculo 31 de Julio de 2007]. Disponible en Internet en:

www.efunda.com

<http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda3667.htm>

GAMMA-DISTRIBUTION, 2007. [En línea] [Revisión de hipervínculo 31 de Julio de 2007]. Disponible en Internet en:

http://upload.wikimedia.org/wikipedia/commons/archive/f/fc/20050310203405!Gamma_distribution_pdf.png

GARCIA, 2006. [En línea] [Paper: la confiabilidad humana en la gestión del mantenimiento, Bolivia] [Revisión de hipervínculo 7 de Agosto de 2007]. Disponible en Internet en:

<http://www.noria.com/sp/sudamerica/end/memorias/Paper%20Garc%C3%ADa.pdf>

HANDBOOK, 2007. [En línea] [Anderson-Darling test. ITL, Information Technology Laboratory] [Citado en 3 de Agosto de 2007]. Disponible en Internet:

<http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda35e.htm>

ILTP, 2007. [En línea]. [Tutorial de Proceso Administrativo - Pronósticos] [Citado el 28 de Agosto de 2007]. Disponible en Internet:

<http://sistemas.itp.edu.mx/tutoriales/procesoadmvo/index.htm>

LAGUNAS, 2003. Miguel Angel Lagunas. [En línea]. [Procesos estocásticos y estimación de parámetros] [Revisión de hipervínculo 19 de Agosto de 2007]. Disponible en:

www.inf-cr.uclm.es/www/malaguna

LOGNORMAL-DISTRIBUTION, 2007. [En línea] [Revisión de hipervínculo 31 de Julio de 2007]

http://upload.wikimedia.org/wikipedia/commons/thumb/4/46/Lognormal_distribution_PDF.png/800px-Lognormal_distribution_PDF.png

<http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda3669.htm>

MISIÓN-CONFIABILIDAD, 2007. [En línea] [Revisión de hipervínculo 20 Julio de 2007]. Disponible en Internet en:

www.ipeman.com/cursos/2005/Promocion%20WEB%20Abr%2005.DOC

NIST/SEMATECH, 1999. [En línea]. [Kolmogorov-Smirnov - National institute of standards and technology] [Citado el 25 de marzo de 2005]. Disponible en Internet: <http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda35g.htm>

OPTIMIZAR LA CONFIABILIDAD, 2004. [En línea] [Revisión de hipervínculo 27 Abril de 2007]. Disponible en Internet en: www.noria.com/sp/sudamerica/end/memorias/Paper%20García.pdf

RELIASOFT, 2000. [En línea] [Analysis Examples Picosearch] [Citado el 23 de mayo de 2005]. Disponible en Internet: <http://www.picosearch.com/cgiin/ts.pl?index=174989&pse=ReliaSoft&query=Weibull>

RGA6, 2007. [En línea]. [ReliaSoft] [Software for Repairable System and Reliability Growth Analysis] [Citado el 18 de Septiembre de 2007]. Disponible en Internet: <http://www.reliasoftsa.com/software/rga.htm>

RRAT, 2007. [En línea]. [David Coit] [Repairable System Reliability Assessment Tools] [Citado el 19 de Septiembre de 2007]. Disponible en Internet: <http://www.rci.rutgers.edu/~coit/research.htm>

ROCOF, 2000. [En línea]. [Especificación de Sistemas Críticos] [Citado el 7 de Septiembre de 2007]. Disponible en Internet: <http://ccc.inaoep.mx/~grodrig/Descargas/IngSoftIcap17.pdf>

RUIDO, 2007. [En línea]. [Análisis de series de tiempo (TimeSID)] [Citado el 29 de Agosto de 2007]. Disponible en Internet: <http://www.unesco.org/webworld/idams/selfteaching/spa/stimesid.htm>

SÁNCHEZ, 1998. [En línea]. [Arsenio Celorrio. Pruebas de hipótesis no paramétricas de Kolmogorov-Smirnov para una y dos muestras. El rincón del vago] [Citado el 20 de abril de 2005]. Disponible en Internet:

<http://www.monografias.com/trabajos11/docima/docima.shtml>

SESD, 1997. [En línea]. [Modelos de series de tiempo para predecir la inflación en Venezuela] [Citado el 25 de Agosto de 2007]. Disponible en Internet:

<http://www.bcv.org.ve/Upload/Publicaciones/doc13.pdf>

TENDENCIA, 2007. [En línea]. [Independencia de los errores] [Citado el 29 de Agosto de 2007]. Disponible en Internet:

<http://www.udc.es/dep/mate/estadistica2/images/fig4-10p.gif>

VILLAMIL, 2003. [En línea]. [Villamil, Enrique; García, Miguel] [Introducción al proyecto de ingeniería] [Citado el 06 de Septiembre de 2007]. Disponible en Internet:

www.fi.uba.ar/materias/6612/archives/Introduccion%20al%20Proyecto-1.pdf

WEIBULL7, 2007. [En línea]. [ReliaSoft] [Life Data Analysis (Weibull Analysis) Software] [Citado el 19 de Septiembre de 2007]. Disponible en Internet:

<http://www.reliasoft.com/Weibull/version7.htm>

WIKIPEDIA1, 2007. [En línea] [Revisión de hipervínculo 2-13 Mayo de 2007]. Disponible en Internet en:

http://es.wikipedia.org/wiki/Curva_de_la_ba%C3%B1era

WIKIPEDIA2, 2007. [En línea] [Revisión de hipervínculo 8 Agosto de 2007]. Disponible en Internet en:

http://es.wikipedia.org/wiki/Proceso_de_poisson

WIKIPEDIA3, 2007. [En línea] [Revisión de hipervínculo 11 Agosto de 2007].

Disponible en Internet en:

http://es.wikipedia.org/wiki/Cadena_de_Markov

WIKIPEDIA4, 2007. [En línea] [Revisión de hipervínculo 13 Agosto de 2007].

Disponible en Internet en:

http://es.wikipedia.org/wiki/Proceso_de_Bernoulli