

Diagnóstico de confiabilidad de una flota de compresión mediante el modelo Crow-AMSAA (NHPP): caso de estudio en las plantas Tierra del Fuego Sur y Faro 2, ENAP Magallanes

Reliability diagnosis of a compression fleet using the Crow-AMSAA (NHPP) model: a case study at the Tierra del Fuego Sur and Faro 2 plants, ENAP Magallanes

DOI: <https://doi.org/10.82951/2mkw-8y38>

Hugo Villegas Barria¹

¹Ingeniería y Planificación del Mantenimiento, ENAP Magallanes, Chile, hvillegas@enap.cl
(H.V.B.)

Autor de correspondencia: villegas.hugo@gmail.com

Recibido: 08 de agosto 2026

Aprobado: 30 de septiembre 2026

Publicado: 05 de octubre 2026

Resumen

Se presenta el diagnóstico de confiabilidad de ocho equipos de una flota de compresión de gas de ENAP Magallanes — cinco en la planta Tierra del Fuego Sur (Isla) y tres en la planta Faro 2 (Continente) — a partir de los registros del sistema Consulta de Detenciones. Para cada equipo se separaron las fallas reales de las paradas por decisión operativa o mantención programada, y sobre los eventos de falla resultantes se calcularon el tiempo medio de reparación (MTTR), el test de tendencia de Laplace y los parámetros del modelo Crow-AMSAA (proceso de Poisson no homogéneo de ley de potencia), del cual se obtiene el tiempo medio entre fallas (MTBF) instantáneo, siguiendo la secuencia normativa establecida en la IEC 61164 y la IEC 60605-6: primero verificar la existencia de tendencia mediante el estadístico U y solo entonces estimar β y λ por máxima verosimilitud. Todas las estimaciones se acompañan de intervalos de confianza al 95% para β y para el MTBF instantáneo, derivados de la distribución chi-cuadrado exacta del estimador de máxima verosimilitud bajo terminación en falla. Los resultados muestran cuatro equipos con deterioro significativo de la confiabilidad —tres al 5% y uno al 10%— Unidad A N°3 ($\beta = 2,934$; IC 95%: 2,18–3,69; MTBF instantáneo de 90,3 horas), Unidad A N°7, Unidad D N°1 y Unidad D N°3 —, dos equipos con mejora significativa — Unidad A N°6 y Turbina C N°9 — y dos equipos estacionarios, sin tendencia significativa — Unidad B N°8 y Unidad D N°2. El caso Unidad A N°3 concentra la peor combinación de indicadores de tendencia de la flota (mayor β , menor MTBF instantáneo y uno de los MTTR más altos) y se prioriza para un análisis de modos de falla y evaluación de intervención mayor; la Unidad A N°7, en cambio, registra la menor disponibilidad asociada a fallas no programadas del grupo (77,0%). El estudio ilustra la aplicación práctica del modelo Crow-AMSAA como herramienta de priorización de mantenimiento en equipos reparables de la industria del gas, explicitando los supuestos, la incertidumbre de las estimaciones y las limitaciones de calidad de datos que condicionan su interpretación.

Palabras clave: confiabilidad; modelo Crow-AMSAA; proceso de Poisson no homogéneo; test de tendencia de Laplace; tiempo medio entre fallas; mantenimiento centrado en confiabilidad.

Abstract (English Version)

This paper presents the reliability diagnosis of eight units of a gas compression fleet at ENAP Magallanes — five at the Tierra del Fuego Sur plant (Island) and three at the Faro 2 plant (Mainland) — based on records from the Consulta de Detenciones (outage query) system. For each unit, actual failure events were separated from stoppages due to operational decisions or planned maintenance, and the resulting failure events were used to compute the mean time to repair (MTTR), the Laplace trend test, and the parameters of the Crow-AMSAA model (a power-law non-homogeneous Poisson process), from which the instantaneous mean time between failures (MTBF) is obtained, following the normative sequence set out in IEC 61164 and IEC 60605-6: first confirming the existence of a trend through the U statistic, and only then estimating β and λ by maximum likelihood. Every estimate is reported together with 95% confidence intervals for β and for the instantaneous MTBF, derived from the exact chi-square distribution of the

2026 Volumen 1 Número 2	Hugo Villegas Barria	PÁG. 146
-------------------------------	----------------------	----------

maximum likelihood estimator under failure-terminated observation. The results show four units with significant reliability deterioration —three at the 5% level and one at the 10% level— Unit A No. 3 ($\beta = 2.934$; 95% CI: 2.18–3.69; instantaneous MTBF of 90.3 hours), Unit A No. 7, Unit D No. 1 and Unit D No. 3 —, two units with significant improvement — Unit A No. 6 and Turbine C No. 9 — and two stationary units with no significant trend — Unit B No. 8 and Unit D No. 2. The Unit A No. 3 case concentrates the worst combination of trend indicators in the fleet (highest β , lowest instantaneous MTBF and one of the highest MTTR values) and is prioritized for a failure mode analysis and evaluation of a major intervention; Unit A No. 7, in turn, records the lowest availability associated with unplanned failures of the group (77.0%). The study illustrates the practical application of the Crow-AMSAA model as a maintenance prioritization tool for repairable equipment in the gas industry, making explicit the assumptions, the uncertainty of the estimates and the data quality limitations that condition their interpretation.

Keywords: *reliability; Crow-AMSAA model; non-homogeneous Poisson process; Laplace trend test; mean time between failures; reliability-centered maintenance.*

1. Introducción

En la etapa de diseño de un equipo mecánico rotativo, la confiabilidad suele representarse mediante un valor único de tiempo medio entre fallas (MTBF), calculado o estimado bajo el supuesto de una tasa de falla constante. Sin embargo, un equipo reparable que opera en condiciones reales de planta —desgaste progresivo, intervenciones correctivas de distinta calidad, variaciones de carga y de mantenimiento— no falla necesariamente a tasa constante: su tasa de falla puede crecer, decrecer o mantenerse estable a lo largo del tiempo, y esa evolución es precisamente la información que interesa capturar para priorizar recursos de mantenimiento.

Los modelos de vida clásicos (Weibull, exponencial, lognormal) describen el tiempo hasta la primera falla de un componente que se reemplaza, no la secuencia de fallas de un sistema que se repara y vuelve a servicio. Para este último caso —el de la inmensa mayoría de los equipos críticos de una planta industrial— la literatura de confiabilidad recomienda los modelos de procesos puntuales [10], y en particular el proceso de Poisson no homogéneo (NHPP) de ley de potencia conocido como modelo Crow-AMSAA [3], desarrollado a partir del trabajo del Army Materiel Systems Analysis Activity (AMSAA) [4] y adoptado posteriormente en industrias tan diversas como la generación eléctrica [5], el ensamblaje automotriz [8] y el procesamiento industrial [7]. El enfoque mantiene vigencia en la literatura arbitrada reciente, tanto en aplicaciones de estimación del MTBF de equipos rotativos reparables [15] como en el modelamiento de la calidad de las intervenciones de mantenimiento mediante procesos de Poisson no homogéneos mixtos [16] y en la integración del NHPP a esquemas conjuntos de programación de producción y mantenimiento [17].

Este artículo se inscribe además en una línea de investigación previa del propio autor, desarrollada como Trabajo de Título del Diplomado en Estadística, Mención Métodos Estadísticos, de la Pontificia Universidad Católica de Chile [11]. En ese estudio se aplicó un Análisis de Componentes Principales (PCA) y técnicas de clustering sobre 45 equipos de esta misma flota para identificar el grupo de mayor impacto en costos y órdenes de trabajo no planificadas, y se modelaron mediante Crow-AMSAA tres de ellos —Unidad A N°7, Unidad D N°2 y Unidad D N°3, en la nomenclatura de este artículo—, complementando el análisis con un test de ANOVA y una simulación de Montecarlo para estimar el tiempo óptimo de overhaul. El presente artículo retoma y extiende esa línea de trabajo, incorporando la secuencia normativa completa de test de tendencia y estimación de parámetros sobre el total de la flota de ocho equipos, con datos actualizados a 2026.

El objetivo es doble: por un lado, ilustrar la aplicación práctica del modelo en un contexto industrial real, con datos extraídos directamente del sistema de gestión de mantenimiento; por otro, entregar un diagnóstico de confiabilidad que permita priorizar la asignación de recursos de ingeniería sobre los equipos con mayor deterioro. De igual forma, el trabajo incorpora de manera explícita la cuantificación de la incertidumbre de las estimaciones, el carácter condicional de las proyecciones y las limitaciones de calidad de datos, de modo que el alcance de las conclusiones quede delimitado con precisión.

2. Marco teórico: modelo Crow-AMSAA y test de tendencia de Laplace

El modelo Crow-AMSAA describe la ocurrencia de fallas de un sistema reparable como un proceso de Poisson no homogéneo (NHPP) de ley de potencia. La función de intensidad de fallas y el número acumulado esperado de fallas hasta el tiempo t se expresan como (Ver Ecuación 1):

$$\lambda(t) = \lambda \cdot \beta \cdot t^{\beta-1} \quad N(t) = \lambda \cdot t^{\beta} \quad (1)$$

donde β es el parámetro de forma y λ el parámetro de escala del modelo, ambos estimados por máxima verosimilitud a partir de los tiempos de ocurrencia acumulados t_i . El parámetro β caracteriza la evolución de la tasa de falla en el tiempo: $\beta = 1$ equivale a una tasa de falla constante (proceso de Poisson homogéneo, HPP); $\beta > 1$ indica una tasa de falla creciente, es decir, deterioro de la confiabilidad; y $\beta < 1$ indica una tasa de falla decreciente, es decir, crecimiento de la confiabilidad (reliability growth). El MTBF instantáneo, que se usa como métrica de confiabilidad en todo este artículo, se define como el inverso de la intensidad de fallas evaluada en el último tiempo de falla observado t_n : $MTBF(t_n) = 1 / \lambda(t_n)$. A diferencia del MTBF promedio (tiempo de ocurrencia acumulado del período dividido por el número de fallas), el MTBF instantáneo refleja el comportamiento reciente del equipo y es, por eso, un indicador más útil para decisiones de mantenimiento.

La norma IEC 61164 [1], Reliability growth — Statistical test and estimation methods, normaliza el uso del modelo Crow-AMSAA y establece que la estimación de β y λ solo es interpretable si existe evidencia previa de tendencia real en los datos. Esa verificación se realiza mediante el test de tendencia de Laplace, normalizado en la IEC 60605-6 [2], que compara el estadístico U con el valor crítico de la distribución normal estándar: $|U| > 1,96$ indica tendencia significativa al 5%, y $|U| > 1,645$ al 10%. Un valor de U positivo y significativo indica que el tiempo entre fallas se acorta (deterioro, consistente con $\beta > 1$); un valor negativo indica que se alarga (mejora, consistente con $\beta < 1$). Esta misma lectura práctica de β es la que recoge la literatura de sistemas reparables [6]. Cuando el test de Laplace no detecta tendencia significativa, el proceso se trata como homogéneo y el equipo se reporta como estable, evitando sobreinterpretar variaciones de β que no tienen respaldo estadístico. La secuencia aplicada en este artículo respeta ese orden: primero el test de tendencia, y solo si este resulta significativo, la estimación e interpretación de β y del MTBF instantáneo.

2.1. Cálculo del estadístico U de Laplace

Para un equipo con n fallas observadas en tiempos de ocurrencia acumulados $t_1 < t_2 < \dots < t_n$, cuya observación se cierra en la propia n -ésima falla (caso de todos los equipos de este artículo), el estadístico de Laplace se calcula en su forma general, tomando como tiempo de cierre del período $T = t_n$ (Ver Ecuación 2):

$$U = [(1/n) \cdot \sum_{i=1}^n t_i - t_n/2] / [t_n / \sqrt{(12n)}] \quad (2)$$

El numerador compara el tiempo promedio de ocurrencia de las fallas con el punto medio del período de observación ($t_n/2$): si las fallas se concentran hacia el final del período —intervalos cada vez más cortos—, ese promedio queda por encima de $t_n/2$ y U resulta positivo (deterioro); si se concentran hacia el inicio —intervalos cada vez más largos—, U resulta negativo (mejora). El denominador normaliza esa diferencia por la desviación estándar esperada bajo la hipótesis de tasa constante, de forma que U se distribuye aproximadamente normal estándar cuando no hay tendencia real.

A modo de ejemplo ilustrativo —con datos sintéticos, no de un equipo real de este artículo—, considérese un equipo con seis fallas cuyos tiempos entre fallas (TBF) se acortan progresivamente: 200, 150, 110, 80, 55 y 35 horas, es decir, tiempos acumulados $t = 200, 350, 460, 540, 595$ y 630 horas ($n = 6$, $t_n = 630$). Aplicando la fórmula: la media de las $n = 6$ fallas es $(200+350+460+540+595+630)/6 = 462,5$ horas; el punto medio del período es $t_n/2 = 315,0$ horas; y el denominador es $630/\sqrt{(12 \cdot 6)} = 74,2$ horas. Con esto, $U = (462,5 - 315,0) / 74,2 \approx +1,99$, un valor que ya supera el umbral de significancia al 5% (1,96) pese a tratarse de solo seis eventos, ilustrando cómo la aceleración de las fallas se traduce directamente en un estadístico U creciente y positivo — la misma lógica, con más datos y mayor n , que arroja $U = +6,80$ para la Unidad A N°3 (Ver Tabla 1).

2.2. Estimación por máxima verosimilitud y condiciones de terminación

Los ocho equipos de este estudio corresponden a un esquema de observación terminado en falla —ensayo truncado por número de fallas, failure truncated test, en la terminología del análisis de

2026 Volumen 1 Número 2	Hugo Villegas Barría	PÁG. 148
-------------------------------	----------------------	----------

crecimiento de confiabilidad [1][4]—: la ventana de análisis de cada equipo se cierra en su propia n -ésima falla registrada, y no en una fecha calendario común. Corresponde precisar que este esquema corresponde al failure truncated test que define la propia IEC 61164 [1] para un único sistema reparable observado de forma continua en el tiempo, y no debe asimilarse a la censura de Tipo II de los ensayos de vida clásicos de componentes no reparables, en que un lote de unidades se ensaya en paralelo y el ensayo se detiene de forma simultánea para todas ellas al ocurrir la r -ésima falla del lote. Esta decisión es deliberada, porque el estimador de máxima verosimilitud de β admite forma cerrada exacta bajo terminación en falla, mientras que bajo terminación en tiempo requiere fijar un instante de censura $T > t_n$ cuya elección es arbitraria en un sistema de detenciones que se sigue alimentando. Bajo este esquema, el estimador de máxima verosimilitud del parámetro de forma es (Ver Ecuación 3):

$$\hat{\beta} = n / \sum_{i=1}^{n-1} \ln(t_n / t_i) \quad \hat{\lambda} = n / t_n^{\hat{\beta}} \quad (3)$$

donde la sumatoria del denominador excluye la última falla, que define el cierre del período. De igual forma, es sabido que $\hat{\beta}$ es un estimador sesgado bajo terminación en falla, con $E[\hat{\beta}] = n \cdot \beta / (n - 2)$; el estimador insesgado correspondiente es $\tilde{\beta} = \hat{\beta} \cdot (n - 2) / n$. Para los tamaños de muestra de este estudio (n entre 15 y 69) la corrección de sesgo va desde un 13,3% en la Turbina C N°9 hasta un 2,9% en la Unidad B N°8. Los valores reportados en las tablas corresponden al estimador de máxima verosimilitud $\hat{\beta}$, por consistencia con la práctica normativa y con los intervalos de confianza que se definen a continuación, los cuales sí incorporan el efecto del sesgo a través de la distribución exacta del estimador.

Como criterio adicional, y dado que la observación se cierra en la n -ésima falla, no existen tiempos censurados a la derecha dentro de cada serie: los eventos posteriores al cierre quedan simplemente fuera del período de análisis. De los tres eventos que permanecían abiertos en el sistema al momento de la captura, dos correspondían a fallas y se excluyeron del cálculo de tiempos por no disponer de fecha de reingreso; el tercero era una parada por Operaciones, ya excluida por criterio de clasificación. Su tratamiento se documenta en la sección de limitaciones (Ver Sección 8).

2.3. Intervalos de confianza de β y del MTBF instantáneo

Bajo terminación en falla, la cantidad pivotal $2n\hat{\beta}/\beta$ se distribuye exactamente como una chi-cuadrado con $2(n - 1)$ grados de libertad [3][4]. De ahí se obtiene el intervalo de confianza bilateral al nivel $100(1 - \alpha)\%$ para el parámetro de forma (Ver Ecuación 4):

$$\beta_{inf} = \hat{\beta} \cdot \chi^2(\alpha/2; 2(n-1)) / (2n) \quad \beta_{sup} = \hat{\beta} \cdot \chi^2(1-\alpha/2; 2(n-1)) / (2n) \quad (4)$$

Conocido esto, el intervalo del MTBF instantáneo se deduce sin supuestos adicionales. Dado que bajo terminación en falla t_n y n son cantidades fijas, la identidad MTBF instantáneo = $(t_n/n)/\beta$ convierte al MTBF instantáneo en una función monótona decreciente de β y solamente de β , de modo que el intervalo se obtiene invirtiendo los extremos (Ver Ecuación 5):

$$MTBF_{i,inf} = (t_n/n) / \beta_{sup} \quad MTBF_{i,sup} = (t_n/n) / \beta_{inf} \quad (5)$$

Este procedimiento propaga únicamente la incertidumbre del parámetro de forma, que es la componente dominante y la única que admite tratamiento exacto bajo este esquema de censura. Por lo anterior, los intervalos reportados en la Tabla 2 deben leerse como intervalos condicionales al tamaño de muestra observado, y no como intervalos de predicción del desempeño futuro del equipo.

2.4. MTBF instantáneo versus MTBF promedio

El MTBF instantáneo reportado en la Tabla 2 se relaciona con el MTBF promedio del período (MTBF promedio = t_n/n) mediante una identidad directa del modelo: dado que $N(t_n) = \lambda t_n^{\beta} = n$ por definición, se obtiene $\lambda(t_n) = \lambda \beta t_n^{\beta-1} = \beta \cdot (n/t_n)$, de donde (Ver Ecuación 6):

$$MTBF_{instantáneo}(t_n) = MTBF_{promedio}(t_n) / \beta \quad (6)$$

Esta identidad es la que permite, a partir de los valores reportados en las Tablas 1 y 2, reconstruir el tiempo de ocurrencia acumulado de cada equipo. Para la Unidad A N°3 ($\beta = 2,934$; MTBF instantáneo = 90,3 horas; $n = 57$ fallas): MTBF promedio = $90,3 \times 2,934 \approx 265,0$ horas, y $t_n = MTBF_{promedio} \times n \approx 265,0 \times 57 \approx 15.105$ horas de tiempo de ocurrencia acumulado al momento de la última falla. La brecha entre ambos valores —265,0 horas en promedio histórico frente a solo 90,3 horas al ritmo actual— es en sí misma una medida del deterioro: el equipo falla hoy casi tres veces más seguido que su propio promedio de los dos últimos años.

2026 Volumen 1 Número 2	Hugo Villegas Barría	PÁG. 149
-------------------------------	----------------------	----------

2.5. Tratamiento de los equipos sin tendencia significativa

Para los equipos en que el test de Laplace no rechaza la hipótesis de tasa constante, la interpretación de β y del MTBF instantáneo del NHPP carece de respaldo estadístico y podría inducir a error. Por lo anterior, y siguiendo el criterio de la IEC 61164 [1], en esos casos se adopta el proceso de Poisson homogéneo como modelo de referencia y el estimador de confiabilidad reportado es el MTBF promedio del período, $MTBF_{HPP} = t_n/n$, que bajo el HPP es el estimador de máxima verosimilitud del tiempo medio entre fallas. Los valores de β y de MTBF instantáneo de estos equipos se incluyen en las tablas únicamente por completitud y para permitir la comparación entre unidades, y se marcan explícitamente como no interpretables en términos de tendencia. El intervalo de confianza de β constituye una vía independiente de contraste que no siempre coincide con el test de Laplace: en la Unidad B N°8 ese intervalo contiene la unidad y confirma la ausencia de tendencia, mientras que en la Unidad D N°2 la excluye marginalmente. Esa discordancia se analiza en la Sección 5.3.

2.6. Encuadre en el Modelo de Gestión del Mantenimiento (MGM)

Conviene situar este análisis dentro de un marco de gestión y no leerlo como un ejercicio estadístico aislado. El Modelo de Gestión del Mantenimiento (MGM), propuesto originalmente por Crespo [14] y desarrollado en detalle por Parra y Crespo [13], organiza el proceso de gestión del mantenimiento en ocho fases concebidas como un ciclo dinámico, secuencial y en bucle cerrado (Ver Figura 1). Las tres primeras fases —definición de objetivos, estrategias y responsabilidades; jerarquización de los equipos según la importancia de su función; y análisis de puntos débiles en equipos de alto impacto— condicionan la eficacia de la gestión. Las Fases 4 y 5 corresponden al diseño de los planes de mantenimiento y a su programación y optimización de recursos, y son las que aseguran la eficiencia. Las Fases 6 y 7 están dedicadas a la evaluación y control de la ejecución del mantenimiento y del costo del activo a lo largo de su ciclo de vida. Finalmente, la Fase 8 cierra el bucle con la mejora continua y la adopción de nuevas tecnologías.

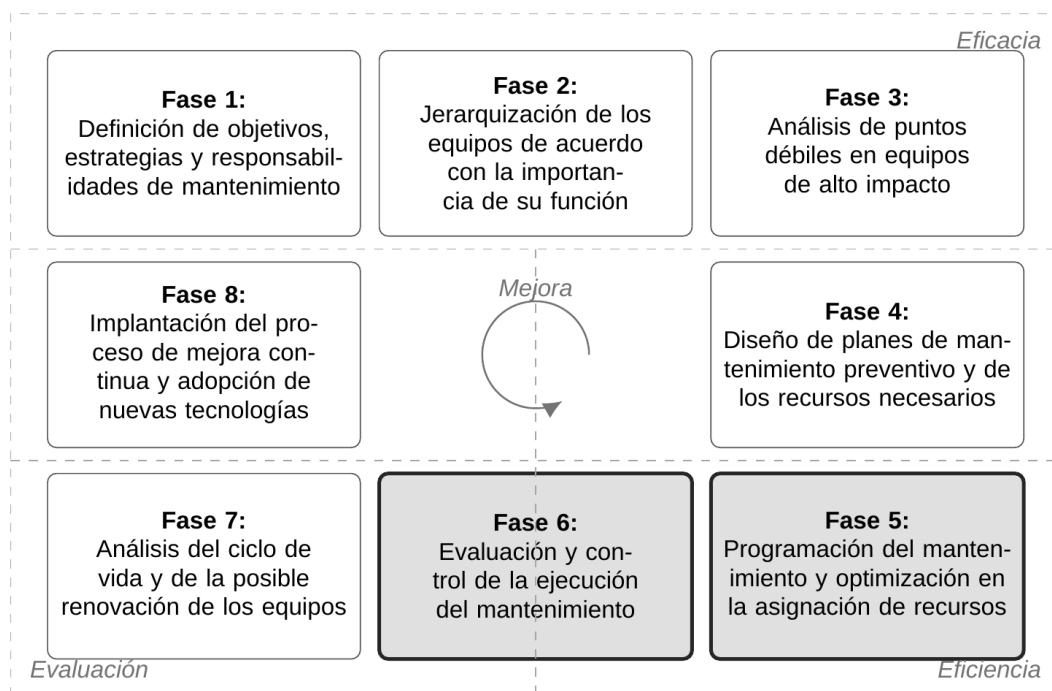


Figura 1. Modelo de Gestión del Mantenimiento (MGM) de ocho fases. Se destacan las Fases 5 y 6, en las que se inscribe el análisis presentado en este artículo. Redibujado a partir de Parra y Crespo [13], modelo original de Crespo [14]. Fuente: elaboración propia a partir de [13] y [14].

Según establecen los propios autores del modelo, las técnicas de análisis de fiabilidad, mantenibilidad, disponibilidad y riesgo forman parte de las Fases 5 y 6 del MGM [13]. El trabajo presentado en este artículo se inscribe precisamente en ese punto. El diagnóstico Crow-AMSAA opera como instrumento de la Fase 6 —evaluación y control de la ejecución del mantenimiento— al entregar indicadores técnicos de bajo nivel, como el MTBF instantáneo, el MTTR y el estadístico U de tendencia, que son los que alimentan los KPI de confiabilidad de la organización.

De igual forma, sus resultados se traducen en decisiones propias de la Fase 5, al reordenar la prioridad de intervención y la asignación de recursos de ingeniería sobre los ocho equipos de la flota (Ver Tabla 1).

Conocido esto, el encuadre permite además anticipar hacia dónde continúa el ciclo. Las recomendaciones de la Sección 10 no se agotan en las Fases 5 y 6: el análisis de modos de falla propuesto para la Unidad A N°3 corresponde a la Fase 3 —eliminación de puntos débiles en equipos de alto impacto—, mientras que la evaluación económica de una intervención mayor u overhaul, apoyada en la simulación de Montecarlo desarrollada previamente por el autor [11], pertenece a la Fase 7, de análisis del ciclo de vida y posible renovación del equipo. En consecuencia, el diagnóstico de confiabilidad no constituye un fin en sí mismo, sino el eslabón que conecta la medición del desempeño del activo con la decisión técnica y económica sobre él.

3. Metodología

Los datos utilizados provienen de ocho libros de tiempo entre fallas y tiempo para reparar (TBF/TTR), contruidos a partir de los registros del sistema Consulta de Detenciones de SAP-PM de ENAP Magallanes, con una codificación de equipos alineada a la taxonomía de activos de la norma ISO 14224 [9]. Los períodos de observación van desde noviembre de 2023–enero de 2024 en los equipos con mayor historia (Unidad A N°3 y Unidad B N°8) hasta diciembre de 2024–abril de 2025 en el resto, con cierre de captura en julio-agosto de 2026.

Cada registro de detención fue clasificado según un criterio validado previamente: se consideran falla los eventos atribuibles a un modo de falla del propio equipo, y se excluyen las paradas por decisión operativa (OPS/Operaciones) y las mantenciones programadas o correctivas planificadas, de modo que el indicador de confiabilidad no quede contaminado por detenciones que no corresponden a falla del activo.

La Tabla 4 (Ver Sección 7) resume la depuración de registros de cada equipo. Como criterio de depuración, cuando la salida de servicio de una falla ocurre antes del reingreso de la falla anterior —solape de registros—, ambos eventos se mantienen como fallas independientes, tal como están registrados en el sistema origen, y el tiempo entre fallas se calcula como la diferencia entre la salida de servicio del segundo evento y el reingreso del primero, lo que genera un TBF negativo. Este criterio preserva la trazabilidad con el sistema origen y se aplicó a dos casos en la Unidad A N°3 y a uno en la Unidad D N°3; su efecto sobre los resultados se evaluó frente a dos tratamientos alternativos —truncar el TBF negativo a cero y consolidar ambos registros en una sola detención— (Ver Tabla 5). Los eventos que permanecían abiertos al cierre de la captura se excluyeron del cálculo por no disponer de fecha de reingreso.

Respecto de las condiciones de terminación, todos los equipos se analizan bajo terminación en falla: la serie de cada equipo se cierra en su n -ésima falla, que es también el instante t_n en el que se evalúan la intensidad de fallas y el MTBF instantáneo. Por lo anterior, el instante de cierre no coincide entre equipos, y los valores de β , U y MTBF instantáneo de la Tabla 1 no son comparables como si correspondieran a una misma fecha calendario, sino como diagnósticos de la condición de cada unidad al término de su propia ventana de observación. Los tres eventos que permanecían abiertos en el sistema al cierre de la captura no aportan un tiempo de reingreso y quedaron excluidos del cálculo (Ver Sección 8).

Sobre las fallas resultantes se calcularon: el tiempo de ocurrencia acumulado t_i (suma acumulada de los TBF, tomando la primera falla del período como punto de referencia), el MTTR promedio, el estadístico de Laplace U según la Ecuación 2, los parámetros β y λ del modelo Crow-AMSAA por máxima verosimilitud según la Ecuación 3, el MTBF instantáneo según la Ecuación 6, y los intervalos de confianza al 95% de β y del MTBF instantáneo según las Ecuaciones 4 y 5. De igual forma, se calculó para cada equipo un indicador de disponibilidad asociada a fallas no programadas, definido como el cociente entre el tiempo de ocurrencia acumulado y la suma de ese tiempo más las horas acumuladas fuera de servicio por falla (Ver Sección 5.4). En siete de los ocho equipos el signo del estadístico U resultó consistente con la posición de β respecto de 1; la excepción es la Unidad B N°8, cuyo U ($-0,14$) y cuyo β ($1,045$) se ubican ambos muy próximos a la condición de tasa constante, lo que es consistente con su diagnóstico de estabilidad.

Respecto de la base temporal, cada TBF corresponde al tiempo calendario transcurrido entre el reingreso a servicio posterior a una falla y la salida de servicio por la falla siguiente. Por

construcción se descuentan las horas en reparación por falla (TTR), pero no las detenciones por decisión operativa ni por mantenimiento programada ocurridas dentro del intervalo, que quedan incluidas en el TBF. Por esa razón, en este artículo t_i se denomina tiempo de ocurrencia acumulado y no tiempo de operación, y los horizontes de proyección de la Sección 5.5 se expresan en horas calendario (Ver Sección 8).

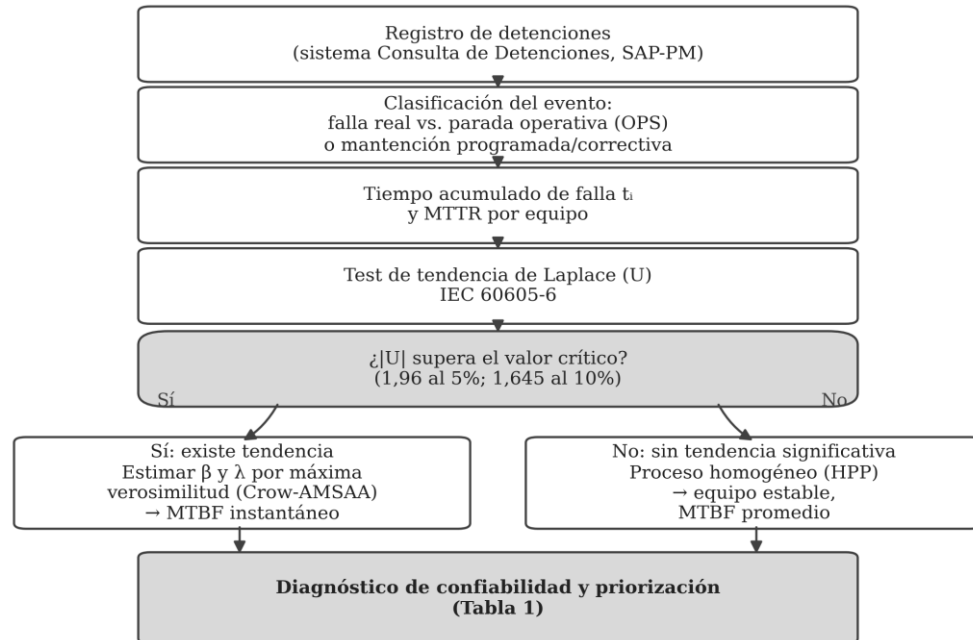


Figura 2. Secuencia metodológica aplicada, conforme a IEC 61164 e IEC 60605-6: del registro de detenciones al diagnóstico de confiabilidad por equipo. Fuente: elaboración propia.

4. Caso de estudio: flota de compresión, plantas Tierra del Fuego Sur y Faro 2

La flota analizada agrupa ocho equipos de compresión de gas de ENAP Magallanes: cinco en la planta Tierra del Fuego Sur, ubicada en el área Isla —Turbina C N°9, Unidad B N°8, Unidad A N°3, Unidad A N°6 y Unidad A N°7— y tres en la planta Faro 2, ubicada en el área Continente —Unidad D N°1, N°2 y N°3—. La Tabla 1 resume el diagnóstico de tendencia de los ocho equipos, ordenados por prioridad de atención de mayor a menor deterioro, y la Tabla 2 reúne las métricas de confiabilidad y mantenibilidad asociadas.

Equipo	Planta	Fallas	U Laplace	β Crow-AMSAA	IC 95% de β	Diagnóstico de tendencia
Unidad A N°3	Tierra del Fuego Sur	57	+6,80	2,934	2,18 – 3,69	Deterioro severo ($\alpha = 5\%$)
Unidad A N°7	Tierra del Fuego Sur	64	+1,97	1,397	1,06 – 1,73	Deterioro ($\alpha = 5\%$)
Unidad D N°1	Faro 2	36	+2,46	1,312	0,89 – 1,73	Deterioro ($\alpha = 5\%$); caso limítrofe
Unidad D N°3	Faro 2	58	+1,74	1,192	0,89 – 1,49	Deterioro ($\alpha = 10\%$); caso limítrofe
Unidad B N°8	Tierra del Fuego Sur	69	–0,14	1,045	0,80 – 1,29	Estable (sin tendencia)

Equipo	Planta	Fallas	U Laplace	β Crow-AMSAA	IC 95% de β	Diagnóstico de tendencia
Unidad D N°2	Faro 2	45	-1,48	0,764	0,54 – 0,98	Estable (sin tendencia); caso limítrofe
Unidad A N°6	Tierra del Fuego Sur	35	-2,56	0,713	0,48 – 0,94	Mejora ($\alpha = 5\%$)
Turbina C N°9	Tierra del Fuego Sur	15	-2,39	0,247	0,13 – 0,37	Mejora ($\alpha = 5\%$)

Tabla 1. Diagnóstico de tendencia por equipo, ordenado por prioridad de atención. Significancia del estadístico U de Laplace: $|U| > 1,96$ al 5%; $|U| > 1,645$ al 10%. Intervalo de confianza de β calculado según la Ecuación 4, bajo terminación en falla. Se identifican como casos limítrofes aquellos en que el test de Laplace y el intervalo de confianza de β no conducen a la misma conclusión (Ver Sección 5.3). Fuente: elaboración propia a partir de [12].

Equipo	MTTR (h)	MTBF promedio (h)	MTBF instantáneo (h)	IC 95% del MTBF inst. (h)	Horas fuera de servicio (h)	Disponibilidad asociada a fallas no programadas
Unidad A N°3	64,0	265,0	90,3	72 – 122	3.648	80,5%
Unidad A N°7	52,8	176,3	126,2	102 – 167	3.379	77,0%
Unidad D N°1	18,7	380,6	290,1	220 – 428	673	95,3%
Unidad D N°3	27,0	211,3	177,3	141 – 238	1.566	88,7%
Unidad B N°8	53,4	266,1	258,3 (*)	209 – 338	3.685	83,3%
Unidad D N°2	31,0	276,6	362,1 (*)	281 – 510	1.395	89,9%
Unidad A N°6	63,5	299,0	419,3	317 – 623	2.222	82,5%
Turbina C N°9	18,4	728,0	2.947,3	1.989 – 5.776	276	97,5%

Tabla 2. Métricas de confiabilidad y mantenibilidad por equipo. MTBF promedio = t_r/n ; MTBF instantáneo = valor del modelo Crow-AMSAA evaluado en t_r , según la Ecuación 6. () En los equipos sin tendencia significativa el estimador de referencia es el MTBF promedio bajo proceso homogéneo; el MTBF instantáneo se reporta solo por completitud y no debe interpretarse como evidencia de tendencia (Ver Sección 2.5). La disponibilidad asociada a fallas no programadas considera exclusivamente el tiempo fuera de servicio por falla y excluye mantención programada y paradas operativas. Fuente: elaboración propia a partir de [12].*

5. Resultados

Las Figuras 3 y 4 resumen visualmente los indicadores de las Tablas 1 y 2: el MTBF instantáneo por equipo, en escala logarítmica dada la amplitud de rangos entre unidades, y el estadístico U de Laplace de cada equipo frente a los umbrales de significancia normativos.

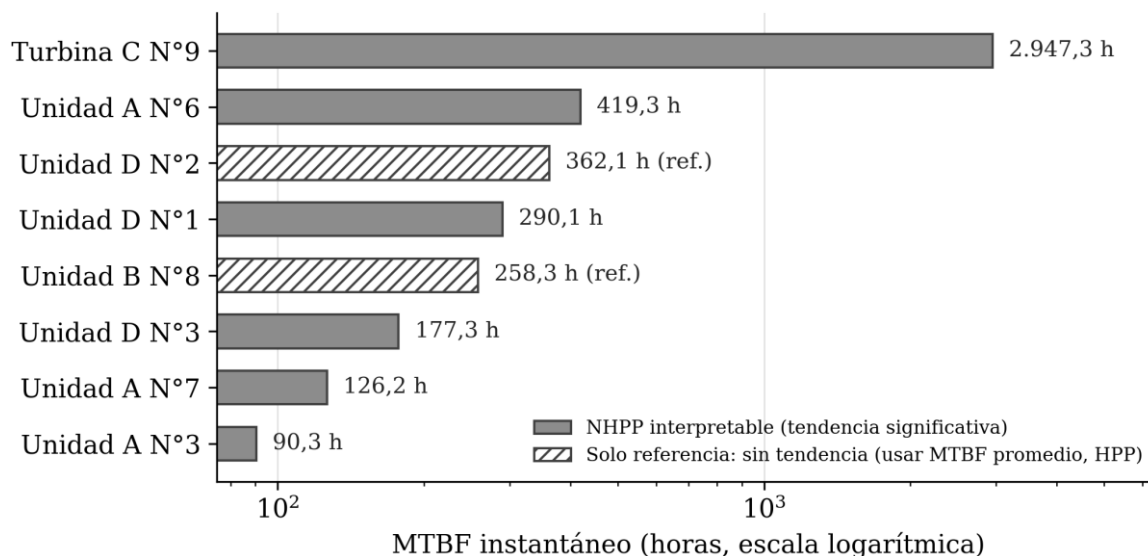


Figura 3. MTBF instantáneo por equipo (modelo Crow-AMSAA), ordenados de menor a mayor. Barras sólidas: equipos con tendencia significativa, en que el MTBF instantáneo del NHPP es interpretable; barras achuradas: equipos sin tendencia significativa, cuyo valor se muestra solo como referencia y cuyo estimador de confiabilidad es el MTBF promedio bajo proceso homogéneo (HPP) de la Tabla 2. Fuente: elaboración propia a partir de [12].

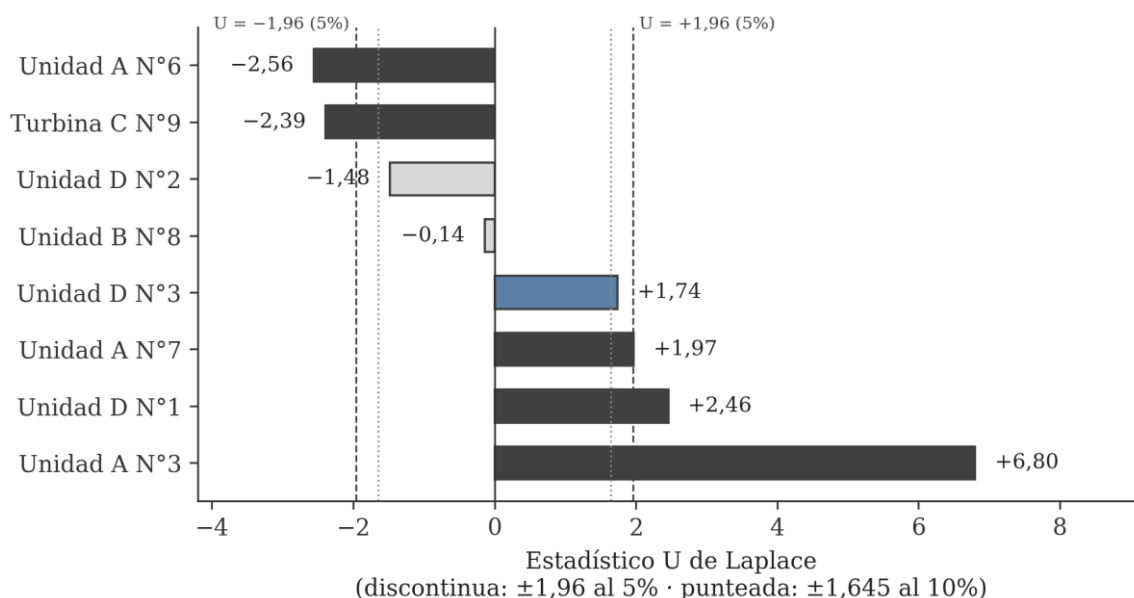


Figura 4. Estadístico U de Laplace por equipo. Barras oscuras: tendencia significativa al 5%; barra intermedia: significativa solo al 10%; barras claras: sin tendencia significativa. Fuente: elaboración propia a partir de [12].

5.1. Equipos en deterioro de confiabilidad

Unidad A N°3 (Tierra del Fuego Sur). Es el caso crítico de la flota en términos de tendencia. Con 57 fallas registradas en el periodo de observación, entrega $U = +6,80$ y $\beta = 2,934$ con un intervalo de confianza al 95% de 2,18 a 3,69 — una tasa de falla fuertemente creciente, sin ambigüedad

estadística, dado que el intervalo se ubica íntegramente por sobre la unidad. El MTBF instantáneo es de 90,3 horas (IC 95%: 72 a 122 horas), menos de cuatro días entre fallas al ritmo actual, y el MTTR de 64,0 horas es de los más altos de la flota, con 3.648 horas totales fuera de servicio por falla en el período. Por lo anterior, la combinación de falla frecuente y reparación larga sitúa a este equipo como el de mayor impacto potencial sobre la disponibilidad futura de la flota, en la medida en que la tendencia observada se mantenga.

Unidad A N°7 (Tierra del Fuego Sur). Con 64 fallas —la mayor frecuencia absoluta de la flota, junto a la Unidad B N°8— presenta $U = +1,97$ y $\beta = 1,397$ (IC 95%: 1,06 a 1,73), deterioro significativo al 5%. Su MTBF instantáneo de 126,2 horas (IC 95%: 102 a 167 horas) es el segundo más bajo de la flota, con un MTTR de 52,8 horas y 3.379 horas totales fuera de servicio. Según la Tabla 2, esta combinación le da la menor disponibilidad asociada a fallas no programadas del grupo (77,0%). Cabe notar que el estudio previo del autor sobre este mismo equipo, con datos de un período distinto, había registrado una ligera mejora de la confiabilidad [11]; el cambio de signo en la tendencia actual refuerza la necesidad de un seguimiento continuo y no solo puntual.

Unidad D N°1 y Unidad D N°3 (Faro 2). Ambos motocompresores muestran tendencia creciente de la tasa de falla según el test de Laplace: el N°1 con $U = +2,46$ y $\beta = 1,312$ (MTBF instantáneo de 290,1 horas); el N°3 con $U = +1,74$ y $\beta = 1,192$ (significativo al 10%, no al 5%) y un MTBF instantáneo de 177,3 horas, el más bajo de su planta. En ambos equipos el intervalo de confianza de β contiene la unidad (0,89 a 1,73 y 0,89 a 1,49, respectivamente), de modo que la evidencia de deterioro es consistente pero no concluyente y ambos deben tratarse como casos limítrofes (Ver Sección 5.3). En la Unidad D N°1 se observan además fallas repetitivas asociadas al sistema de lubricación en el último tramo del período analizado, según la codificación de las órdenes de trabajo del sistema origen; este patrón es consistente con un desgaste no resuelto por las intervenciones correctivas aplicadas hasta ahora, pero corresponde formularlo como hipótesis técnica a validar mediante un análisis causal, dado que el modelo Crow-AMSAA identifica la existencia y la velocidad del cambio en la intensidad de fallas, no su causa física (Ver Sección 6). Los MTTR de ambos equipos son moderados (18,7 y 27,0 horas respectivamente), lo que se traduce en disponibilidades asociadas a fallas no programadas de 95,3% y 88,7%.

5.2. Equipos estables o en mejora

Unidad B N°8 (Tierra del Fuego Sur). Con la mayor historia del grupo (18.363 horas de tiempo de ocurrencia acumulado y 69 eventos), entrega $U = -0,14$ y $\beta = 1,045$ con un intervalo de confianza al 95% de 0,80 a 1,29, que contiene la unidad: comportamiento estacionario, sin tendencia significativa por ninguna de las dos vías. Conforme al criterio de la Sección 2.5, el estimador de referencia para este equipo es el MTBF promedio bajo proceso homogéneo, de 266,1 horas —cifra obtenida directamente del tiempo acumulado declarado y no por aplicación de la Ecuación 6, de la que difiere en un 1,4% porque esta se evalúa con el número de intervalos entre fallas y no con el número de fallas. Por lo anterior, su problema no es la tendencia sino el nivel: un MTTR de 53,4 horas y 3.685 horas totales fuera de servicio —la mayor cifra absoluta de la flota— lo dejan entre los mayores consumidores de horas de mantenimiento del grupo, con una disponibilidad asociada a fallas no programadas de 83,3%.

Unidad D N°2 (Faro 2). Presenta $U = -1,48$, valor que no alcanza significancia estadística ni al 10%, por lo que corresponde tratarlo como estable y adoptar como referencia el MTBF promedio de 276,6 horas. El intervalo de confianza de β (0,54 a 0,98) excluye marginalmente la unidad, de modo que este equipo constituye el caso limítrofe inverso a los de la Sección 5.1 y se discute como tal en la Sección 5.3. Su MTBF instantáneo de 362,1 horas es coherente en magnitud con el valor de poco más de 400 horas que el autor había reportado para este mismo equipo en su estudio previo [11], aunque en esta ventana de datos la tendencia decreciente observada entonces ya no alcanza significancia. Destaca su MTTR de 31,0 horas y 1.395 horas fuera de servicio, mayores que los de sus pares N°1 y N°3.

Unidad A N°6 (Tierra del Fuego Sur). Es la mejora más clara de la flota entre los equipos tipo A: $U = -2,56$ y $\beta = 0,713$ (IC 95%: 0,48 a 0,94), con el MTBF instantáneo en 419,3 horas (IC 95%: 317 a 623 horas) y en ascenso. El punto débil sigue siendo el MTTR, de 63,5 horas, similar al de los demás equipos tipo A de Tierra del Fuego Sur, lo que mantiene su disponibilidad asociada a fallas no programadas en 82,5% pese a la mejora de la confiabilidad.

Turbina C N°9 (Tierra del Fuego Sur). Presenta $U = -2,39$ y $\beta = 0,247$ (IC 95%: 0,13 a 0,37), el mayor crecimiento de confiabilidad de la flota, con MTBF instantáneo de 2.947,3 horas. Esa cifra debe leerse con cautela por tres razones concurrentes: es el equipo con menor número de

eventos del grupo ($n = 15$), lo que se refleja en un intervalo de confianza del MTBF instantáneo de amplitud casi triple (1.989 a 5.776 horas); cinco de sus catorce intervalos corresponden a fallas de partida concentradas en abril de 2025, que la hipótesis más plausible atribuye a la depuración temprana tras una intervención —lectura que el modelo no demuestra y que requiere validación causal—, grupo que en cualquier caso arrastra β hacia abajo y amplifica la mejora aparente; y el propio $\beta = 0,247$, al ser muy inferior a la unidad, magnifica la brecha entre el MTBF promedio del período (728,0 horas) y el MTBF instantáneo, por efecto directo de la Ecuación 6. Descontado el efecto de la depuración temprana, el comportamiento posterior sigue siendo favorable, con tiempos entre fallas de cientos a miles de horas y la mayor disponibilidad asociada a fallas no programadas de la flota (97,5%). Es, con esas salvedades, el equipo de mejor desempeño del grupo, y su valor de MTBF instantáneo no debería utilizarse como cifra de planificación sin una ventana de datos más extensa.

5.3. Concordancia entre el test de Laplace y el intervalo de confianza de β

El test de Laplace y el intervalo de confianza de β responden a preguntas emparentadas pero no idénticas, y tienen sensibilidad distinta frente a la forma en que se distribuyen las fallas dentro del período. El primero contrasta la hipótesis de tasa constante sin imponer una forma funcional a la alternativa y es particularmente sensible a la concentración de eventos hacia uno de los extremos del período; el segundo evalúa si el parámetro de forma de una ley de potencia difiere de la unidad, ajustando una tendencia suave a toda la serie. Por lo anterior, no es esperable una coincidencia perfecta entre ambos criterios en los casos cercanos al umbral.

Según la Tabla 1, cinco de los ocho equipos presentan concordancia completa: Unidad A N°3 y Unidad A N°7 con U significativo positivo e intervalo de β íntegramente sobre la unidad; Unidad A N°6 y Turbina C N°9 con U significativo negativo e intervalo íntegramente bajo la unidad; y Unidad B N°8 con U no significativo e intervalo que contiene la unidad. Los tres casos limítrofes son la Unidad D N°1 y la Unidad D N°3, donde el test de Laplace detecta deterioro pero el intervalo de β aún contiene la unidad, y la Unidad D N°2, donde ocurre lo inverso. En la Unidad D N°1 la discrepancia es coherente con el patrón descrito en la Sección 5.1: las fallas de lubricación se concentran en el tramo final del período, situación a la que el estadístico de Laplace es especialmente sensible y que una ley de potencia ajustada a toda la serie suaviza.

Conocido esto, el criterio adoptado en este artículo es conservador: el diagnóstico de tendencia se mantiene anclado en el test de Laplace, por ser la secuencia que establece la IEC 61164 [1], y el intervalo de confianza de β se reporta como evidencia complementaria. En los tres casos limítrofes se concluye que la evidencia es consistente pero no concluyente, y se recomienda reevaluar la tendencia con una ventana de datos ampliada antes de comprometer recursos mayores de intervención sobre esos equipos.

5.4. Disponibilidad y mantenibilidad

Con el objeto de sustentar cuantitativamente el impacto de cada equipo sobre la disponibilidad de la flota, se calculó un indicador de disponibilidad asociada a fallas no programadas, definido como $A = t_n / (t_n + \text{TFS})$, donde TFS corresponde a las horas acumuladas fuera de servicio por falla del período ($\text{TFS} = n \times \text{MTTR}$). Dividiendo numerador y denominador por n , esta expresión equivale a $A = \text{MTBF} / (\text{MTBF} + \text{MTTR})$, evaluada con el MTBF promedio del período y con el MTTR asociado exclusivamente a las intervenciones correctivas. La expresión tiene la forma de la disponibilidad inherente, pero no corresponde a ella en sentido estricto: el MTTR aquí empleado es el tiempo total transcurrido entre el inicio de la falla y el retorno a servicio —diagnóstico, gestión logística de repuestos y ejecución de la reparación—, y no el tiempo activo de reparación de diseño. Por esa razón el indicador se denomina disponibilidad asociada a fallas no programadas. Este indicador considera exclusivamente la indisponibilidad atribuible a falla del activo y excluye, por construcción, la mantención programada y las paradas por decisión operativa; constituye, por lo tanto, una cota superior de la disponibilidad operacional efectiva y no debe confundirse con ella.

Según la Tabla 2, el resultado matiza la lectura basada solo en tendencia. La Unidad A N°7 registra la menor disponibilidad asociada a fallas no programadas de la flota (77,0%), por delante de la Unidad A N°3 (80,5%), pese a que esta última presenta la peor tendencia y el menor MTBF instantáneo. De igual forma, la Unidad B N°8, clasificada como estable, acumula la mayor cantidad absoluta de horas fuera de servicio del grupo (3.685 horas) y una disponibilidad de 83,3%, inferior a la de todos los equipos de Faro 2. Por lo anterior, la priorización de

intervenciones debe combinar ambos criterios: la tendencia indica qué equipos empeorarán si no se interviene, mientras que la disponibilidad indica cuáles están costando más horas hoy.

En cuanto a la mantenibilidad, la brecha entre plantas es sistemática y no atribuible a un solo equipo: los MTTR de Tierra del Fuego Sur se sitúan entre 52,8 y 64,0 horas en los equipos tipo A y B, frente a un rango de 18,7 a 31,0 horas en los equipos tipo D de Faro 2, con la sola excepción de la Turbina C N°9 (18,4 horas). Una diferencia de esta magnitud —del orden de dos a tres veces— lleva a plantear como hipótesis de trabajo que el factor dominante no sea la complejidad intrínseca de la reparación sino las condiciones logísticas y organizacionales en que esta se ejecuta. Corresponde subrayar que este estudio no dispone de datos de logística, dotación ni complejidad de intervención que permitan verificar esa hipótesis: lo que se establece es la existencia de la brecha, no su causa. Los factores que corresponde examinar, siguiendo la estructura habitual de un análisis de mantenibilidad, son la disponibilidad y el tiempo de despacho de repuestos críticos en la Isla, el tiempo de diagnóstico y de confirmación del modo de falla, la accesibilidad física de los componentes intervenidos, la dotación y la especialidad del personal disponible en turno, la preparación previa del trabajo —disponibilidad de procedimientos, herramientas especiales y permisos— y el alcance efectivo de la reparación, entendido como la proporción de intervenciones que restituyen la función sin eliminar la causa raíz. Este último punto conecta directamente con el diagnóstico de tendencia: una reparación de alcance insuficiente restituye la operación pero no modifica la trayectoria de β , y es una de las explicaciones candidatas del deterioro sostenido de la Unidad A N°3. La verificación de estas hipótesis excede el alcance del presente artículo y se plantea como trabajo futuro (Ver Sección 10).

5.5. Fallas esperadas: proyección condicional al próximo intervalo de mantenimiento

El modelo Crow-AMSAA no solo describe el pasado: al reemplazar β y λ en $N(t) = \lambda t^\beta$ es posible estimar el número de fallas esperadas en un horizonte futuro. Corresponde subrayar que se trata de una proyección estrictamente condicional, válida bajo tres supuestos que deben declararse: que los parámetros β y λ estimados se mantienen sin cambios durante todo el horizonte proyectado; que no se ejecuta ninguna intervención capaz de modificar la trayectoria de la intensidad de fallas; y que el régimen de operación del equipo —carga, horas de servicio y condiciones de proceso— se mantiene equivalente al del período observado. Ninguno de estos supuestos es verificable a priori, y el primero es precisamente el que una intervención bien dirigida busca invalidar.

Bajo esos supuestos, y dado que $N(t_n) = n$ por construcción, el número de fallas nuevas esperadas en un horizonte h a partir del cierre de datos admite la forma reducida (Ver Ecuación 7):

$$E[N(t_n + h) - n] = n \cdot [(1 + h/t_n)^\beta - 1] \quad (7)$$

La Figura 5 aplica esa proyección a cuatro equipos representativos del espectro de la flota —Unidad A N°3 (deterioro severo), Unidad D N°1 (deterioro), Unidad B N°8 (estable) y Turbina C N°9 (mejora)— sobre un horizonte de 2.160 horas calendario, equivalente al intervalo mínimo de mantenimiento programado utilizado como referencia en el estudio previo del autor [11]. La Tabla 3 acompaña la figura con las bandas de incertidumbre correspondientes y extiende la proyección a los ocho equipos, incluida la Unidad A N°7, que no se grafica por legibilidad pese a ocupar el segundo lugar del ordenamiento.

Las bandas de incertidumbre de la Tabla 3 se construyen en dos niveles. La banda por IC 95% de β recalcula $E[N]$ con la Ecuación 7 en los extremos β_{inf} y β_{sup} de la Ecuación 4, manteniendo fijos n y t_n . El intervalo de predicción al 90% se obtiene mediante un procedimiento de sustitución directa (plug-in): el extremo inferior es el cuantil 5% de una distribución de Poisson con media $E[N](\beta_{inf})$ y el extremo superior es el cuantil 95% de una distribución de Poisson con media $E[N](\beta_{sup})$. Este procedimiento combina de manera simple la incertidumbre de estimación de β con la variabilidad aleatoria del proceso de Poisson, pero no constituye un intervalo predictivo plenamente integrado sobre la incertidumbre conjunta de β y λ , que requeriría, por ejemplo, un enfoque bayesiano o una simulación sobre la distribución conjunta de los estimadores; sus extremos deben leerse, por lo tanto, como una aproximación.

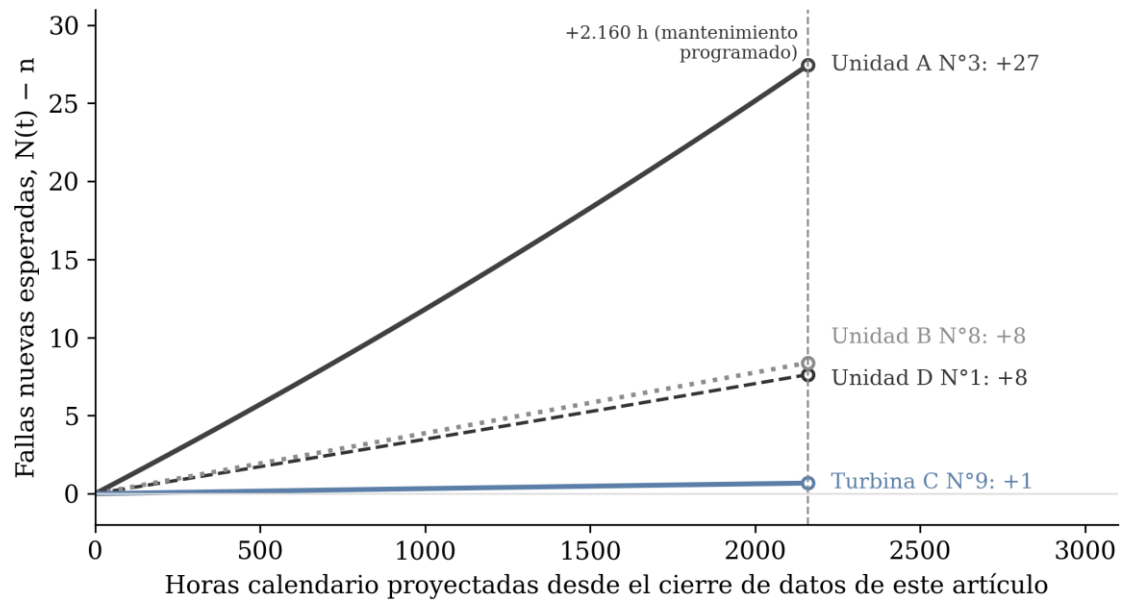


Figura 5. Fallas nuevas esperadas, $N(t) - n$, proyectadas 2.160 horas calendario desde el cierre de datos de este artículo, manteniendo constante la tendencia (β , λ) estimada para cada equipo. La curva representa el valor esperado del modelo; las bandas de incertidumbre asociadas se reportan en la Tabla 3. Fuente: elaboración propia a partir de [12].

Equipo	Diagnóstico	Fallas esperadas $E[N]$	Banda por IC 95% de β	Intervalo de predicción 90%
Unidad A N°3	Deterioro severo	27,4	19,3 – 36,3	12 – 46
Unidad A N°7	Deterioro	17,7	13,0 – 22,7	7 – 31
Unidad D N°3	Deterioro ($\alpha = 10\%$)	12,4	9,0 – 15,9	4 – 23
Unidad B N°8	Estable	8,5	6,4 – 10,6	3 – 16
Unidad D N°1	Deterioro	7,6	5,0 – 10,4	2 – 16
Unidad D N°2	Estable	5,9	4,1 – 7,7	1 – 12
Unidad A N°6	Mejora	5,0	3,3 – 6,8	1 – 11
Turbina C N°9	Mejora	0,7	0,3 – 1,0	0 – 3

Tabla 3. Fallas nuevas esperadas en un horizonte de 2.160 horas calendario, bajo continuidad de la tendencia estimada. $E[N]$ según la Ecuación 7. La banda por IC 95% de β recalcula $E[N]$ en los extremos del intervalo de confianza del parámetro de forma y refleja únicamente la incertidumbre de estimación. El intervalo de predicción al 90% se obtiene por sustitución directa (plug-in): cuantil 5% de Poisson con media $E[N](\beta_{inf})$ y cuantil 95% de Poisson con media $E[N](\beta_{sup})$; no integra la incertidumbre conjunta de β y λ (Ver Sección 5.5). A diferencia de las Tablas 1 y 2, ordenadas por prioridad de atención, los equipos se presentan aquí ordenados por número de fallas esperadas. Fuente: elaboración propia a partir de [12].

La divergencia entre curvas es la lectura central de la Figura 5. Bajo la continuidad de la tendencia actual, el modelo estima aproximadamente 27 fallas nuevas para la Unidad A N°3 en las próximas 2.160 horas —del orden de una falla cada dos días—, frente a alrededor de 8 para la Unidad D

N°1, 8 para la Unidad B N°8 (que, pese a estar clasificada como estable, sigue fallando a un ritmo apreciable por tratarse de un nivel alto y no de una tendencia) y menos de 1 para la Turbina C N°9. Según la Tabla 3, las bandas de incertidumbre son amplias: el intervalo de predicción al 90% de la Unidad A N°3 abarca de 12 a 46 fallas. Por lo anterior, la lectura correcta de esta proyección no es la cifra puntual sino el ordenamiento relativo, que se mantiene robusto: incluso en el extremo inferior de su banda, la Unidad A N°3 supera el valor esperado de cualquier otro equipo de la flota. De igual forma, conviene notar que la Unidad A N°7 ocupa el segundo lugar de la proyección con 17,7 fallas esperadas, cifra que no se desprende de su β sino de su elevado número de eventos previos, y que refuerza su prioridad de atención junto a la Unidad A N°3.

6. Discusión

La flota analizada muestra tres situaciones de confiabilidad claramente diferenciadas: deterioro activo en Unidad A N°3, Unidad A N°7, Unidad D N°1 y Unidad D N°3; estabilidad en Unidad B N°8 y Unidad D N°2; y mejora en Unidad A N°6 y Turbina C N°9. Con excepción de la Turbina C N°9, todos los equipos analizados presentan un MTBF instantáneo o promedio menor que los tiempos de rutina de mantenimiento programado, es decir, fallan en promedio más de una vez entre dos intervenciones programadas consecutivas. Corresponde precisar que este trabajo no cuantifica la indisponibilidad atribuible a la mantención programada, de modo que no está en condiciones de establecer cuál de las dos fuentes domina; lo que sí queda establecido es que la falla no planificada ocurre a una frecuencia superior a la del ciclo programado en siete de los ocho equipos.

Desde el punto de vista de la gestión, el resultado más relevante es que la tendencia y la disponibilidad no ordenan la flota de la misma manera: la Unidad A N°3 encabeza el ordenamiento por tendencia, pero la menor disponibilidad corresponde a la Unidad A N°7 y la mayor pérdida absoluta de horas a la Unidad B N°8, clasificada como estable (Ver Sección 5.4). El diagnóstico de tendencia identifica dónde se está deteriorando la condición del activo, no necesariamente dónde se está perdiendo más producción, y ambos criterios deben leerse en conjunto para asignar recursos.

De igual forma, corresponde delimitar con precisión el alcance interpretativo del modelo. El Crow-AMSAA permite establecer la existencia, el signo y la velocidad del cambio en la intensidad de fallas de un equipo reparable, pero no identifica por sí mismo la causa física de ese cambio. Las hipótesis planteadas en la Sección 5 —desgaste no resuelto por intervenciones correctivas en las unidades tipo D, alcance insuficiente de la reparación en la Unidad A N°3, fallas de partida asociadas a depuración temprana en la Turbina C N°9— son lecturas técnicas plausibles y consistentes con la evidencia de tendencia, pero no quedan demostradas por el modelo y requieren validación mediante análisis causal de raíz (RCA) o análisis de modos y efectos de falla (FMECA) sobre los registros de intervención de cada equipo. La identificación de fallas repetitivas de lubricación en la Unidad D N°1 se apoya en la codificación de las órdenes de trabajo del sistema origen, cuya confiabilidad depende a su vez de la calidad de esa codificación (Ver Sección 7), por lo que también se presenta como observación preliminar.

La incorporación de intervalos de confianza modifica el peso relativo de algunas conclusiones. En los equipos con evidencia sólida —Unidad A N°3, Unidad A N°7, Unidad A N°6 y Turbina C N°9— el intervalo de β no contiene la unidad y el diagnóstico se sostiene por dos vías independientes. La solidez estadística del diagnóstico, sin embargo, no equivale a la solidez de la cifra: en la Turbina C N°9 el intervalo de β excluye con holgura la unidad y el resultado es estadísticamente compatible con una mejora en la ventana analizada, pero su MTBF instantáneo de 2.947,3 horas descansa en solo 15 eventos, admite un intervalo de confianza de 1.989 a 5.776 horas y está amplificado por el grupo de fallas de partida de abril de 2025, por lo que no debiera utilizarse como parámetro de planificación. En los tres casos limítrofes identificados en la Sección 5.3, en cambio, la evidencia es direccionalmente consistente pero no concluyente, y la práctica prudente es tratarlos como equipos en observación antes que como diagnósticos cerrados.

Finalmente, el ejercicio confirma la utilidad del modelo Crow-AMSAA, aplicado con la secuencia normativa test de tendencia—estimación de parámetros, como herramienta de bajo costo y alta trazabilidad para priorizar la gestión de confiabilidad en flotas de equipos reparables, a partir de datos ya disponibles en el sistema de gestión de mantenimiento de la planta. La condición para que esa utilidad se materialice es, sin embargo, la calidad del dato de origen, materia que se aborda a continuación.

7. Observaciones de calidad de datos

Al cierre de la captura quedan tres eventos abiertos, sin fecha de reingreso registrada en el sistema: Unidad A N°3, Unidad B N°8 y Unidad D N°1 (este último por Operaciones, sin efecto en el cálculo de confiabilidad por corresponder a una parada excluida). Corresponde cerrarlos en el sistema origen. De igual forma, se detectaron tiempos entre fallas negativos por solape de registros en el sistema de detenciones: dos casos en Unidad A N°3 y uno en Unidad D N°3. Estos solapes se trataron según el criterio descrito en la Sección 3, están documentados en la hoja de cálculo de cada equipo y conviene revisarlos contra el sistema original —posible error de digitación o doble causa registrada para una misma parada—.

La Tabla 4 resume la depuración de los registros de detención de cada equipo, desde los registros originales hasta las fallas incluidas en el análisis.

Equipo	Registros originales	Paradas excluidas	Eventos abiertos	Fallas analizadas	Fallas con solape
Unidad A N°3	111	53	1	57	2
Unidad A N°7	106	42	0	64	0
Unidad D N°1	116	79	1	36	0
Unidad D N°3	137	79	0	58	1
Unidad B N°8	128	58	1	69	0
Unidad D N°2	120	75	0	45	0
Unidad A N°6	108	73	0	35	0
Turbina C N°9	32	17	0	15	0

Tabla 4. Depuración de registros por equipo. Paradas excluidas: detenciones por decisión operativa (OPS/Operaciones), mantención programada o correctiva planificada, intervenciones mayores y registros sin causa informada. Eventos abiertos: detenciones sin fecha de reingreso al cierre de la captura. Fallas con solape: fallas cuya salida de servicio ocurre antes del reingreso de la falla anterior, tratadas según el criterio de la Sección 3. Fuente: elaboración propia a partir de [12].

Para cuantificar el efecto de estos registros se ejecutó un análisis de sensibilidad con tres tratamientos: mantenerlos en la serie tal como están registrados (criterio adoptado), truncar el TBF negativo a cero y consolidar los registros solapados en una sola detención (Ver Tabla 5). En la Unidad A N°3, U varía entre +6,80 y +6,83 y β entre 2,934 y 3,009; en la Unidad D N°3, U varía entre +1,74 y +1,76 —por sobre el umbral del 10% en los tres tratamientos— y β entre 1,188 y 1,192. En ningún caso el tratamiento de los solapes modifica el diagnóstico de tendencia ni el orden de prioridad de los equipos.

Equipo	Tratamiento del solape	Fallas	U de Laplace	β Crow-AMSAA	MTBF inst. (h)
Unidad A N°3	Registros mantenidos (adoptado)	57	+6,80	2,934	90,3
Unidad A N°3	TBF negativo truncado a cero	57	+6,80	2,937	90,3
Unidad A N°3	Registros consolidados	55	+6,83	3,009	91,5
Unidad D N°3	Registros mantenidos (adoptado)	58	+1,74	1,192	177,3
Unidad D N°3	TBF negativo truncado a cero	58	+1,74	1,191	177,6
Unidad D N°3	Registros consolidados	57	+1,76	1,188	181,0

Tabla 5. Análisis de sensibilidad del tratamiento de los registros solapados. U calculado según la Ecuación 2. Ningún tratamiento modifica el diagnóstico de tendencia de la Tabla 1. Fuente: elaboración propia a partir de [12].

En términos generales, corresponde explicitar que la confiabilidad de todos los resultados presentados depende directamente de la calidad de la codificación y del cierre oportuno de las detenciones en el sistema origen. La clasificación de un evento como falla del activo, parada operativa o mantención programada —que es la decisión que determina qué eventos entran al

análisis— la ejecuta el personal que registra la detención, y un sesgo sistemático en esa clasificación se propaga íntegramente a los indicadores de tendencia. De igual forma, un cierre tardío o incompleto de las órdenes afecta directamente al MTTR y, por esa vía, al indicador de disponibilidad de la Sección 5.4. Por lo anterior, la mejora de la disciplina de registro no constituye una tarea administrativa accesoria sino una condición habilitante para este tipo de análisis, en línea con lo que establece la norma ISO 14224 [9] respecto de la recolección e intercambio de datos de confiabilidad y mantenimiento.

8. Limitaciones del estudio

Conviene delimitar con precisión el alcance de los resultados presentados. Las limitaciones que corresponde declarar son las siguientes:

- a) Calidad y completitud de los datos de origen. Tres eventos permanecían abiertos al cierre de la captura y tres tiempos entre fallas resultaron negativos por solape de registros. Los eventos abiertos se excluyeron y los solapes se trataron según el criterio de la Sección 3, con un efecto despreciable sobre los resultados (Ver Tabla 5); su existencia indica, no obstante, que la serie de detenciones no está exenta de errores de registro. La totalidad de los indicadores depende de la calidad de codificación y cierre en el sistema origen (Ver Sección 7).
- b) Base temporal y forma del estadístico U. Los tiempos entre fallas se miden en tiempo calendario y descuentan solo las horas en reparación por falla, de modo que las detenciones por decisión operativa y por mantención programada quedan incluidas en el intervalo (Ver Sección 3); en equipos con paradas prolongadas dentro de la ventana, esta elección puede alterar la distribución de las fallas en el tiempo y, por esa vía, U y β . De igual forma, el estadístico U se calcula en su forma general con $T = t_n$ (Ver Ecuación 2), que incluye la última falla en el promedio y tiende a desplazar U levemente hacia valores positivos; en los equipos cuyo U se ubica cerca de los umbrales de significancia, el diagnóstico debe leerse con esa salvedad.
- c) Ventanas de observación heterogéneas. Los ocho equipos se analizan bajo terminación en falla, con instantes de cierre t_n distintos entre sí. Por lo anterior, la comparación entre equipos corresponde a la condición de cada unidad al término de su propia ventana, y no a un corte calendario común.
- d) Tamaño de muestra reducido en un equipo. La Turbina C N°9 dispone de solo 15 eventos, lo que se traduce en un intervalo de confianza del MTBF instantáneo de gran amplitud (1.989 a 5.776 horas) y en una estimación de β particularmente sensible al grupo de fallas de partida de abril de 2025. Sus resultados no debieran utilizarse como cifra de planificación.
- e) Naturaleza descriptiva del modelo. El Crow-AMSAA describe la evolución de la intensidad de fallas y no identifica causas físicas. Las hipótesis causales enunciadas en las Secciones 5 y 6 requieren validación mediante RCA o FMECA.
- f) Alcance del indicador de disponibilidad. La disponibilidad asociada a fallas no programadas de la Tabla 2 considera únicamente el tiempo fuera de servicio por falla del activo y excluye mantención programada y paradas operativas; constituye una cota superior de la disponibilidad operacional efectiva y no es directamente comparable con los indicadores de disponibilidad de gestión de la organización.
- g) Carácter condicional de las proyecciones. Las cifras de la Tabla 3 y la Figura 5 son válidas únicamente bajo continuidad de los parámetros estimados, del régimen de operación y de la política de mantenimiento vigente durante el período observado.

9. Conclusiones

Del análisis realizado sobre los ocho equipos de la flota de compresión se desprenden los siguientes hallazgos cuantitativos principales:

- 1) Cuatro de los ocho equipos presentan deterioro significativo de la confiabilidad según el test de tendencia de Laplace —tres al nivel del 5% y uno al 10%—, dos presentan mejora significativa al 5% y dos se comportan de manera estacionaria. La incorporación del intervalo de confianza de β confirma el diagnóstico por una vía independiente en cinco de los ocho equipos e identifica

tres casos limítrofes —Unidad D N°1, Unidad D N°3 y Unidad D N°2, todos de Faro 2— en que la evidencia es direccionalmente consistente pero no concluyente.

2) La Unidad A N°3 concentra la peor condición de tendencia de la flota, con $\beta = 2,934$ (IC 95%: 2,18 a 3,69) y un MTBF instantáneo de 90,3 horas (IC 95%: 72 a 122 horas) frente a un MTBF promedio histórico de 265,0 horas. La magnitud de β no es atribuible a un artefacto de estimación: el intervalo de confianza se ubica íntegramente por sobre la unidad y a más de un punto de distancia de ella.

3) El ordenamiento por tendencia no coincide con el ordenamiento por disponibilidad. La menor disponibilidad asociada a fallas no programadas de la flota corresponde a la Unidad A N°7 (77,0%), no a la Unidad A N°3 (80,5%), y la mayor cantidad absoluta de horas fuera de servicio corresponde a la Unidad B N°8 (3.685 horas), clasificada como estable. Por lo anterior, la priorización de recursos exige considerar ambos criterios de manera conjunta.

4) Existe una brecha sistemática de mantenibilidad entre plantas: los MTTR de los equipos tipo A y B de Tierra del Fuego Sur se sitúan entre 52,8 y 64,0 horas, frente a 18,7 a 31,0 horas en los equipos tipo D de Faro 2. La magnitud de esa brecha justifica investigar factores logísticos y organizacionales, hipótesis que este estudio plantea pero no verifica.

5) Bajo continuidad de la tendencia estimada, el modelo proyecta del orden de 27 fallas nuevas para la Unidad A N°3 en un horizonte de 2.160 horas calendario (intervalo de predicción al 90%: 12 a 46), frente a menos de 1 para la Turbina C N°9. La amplitud de las bandas obliga a leer esta proyección como un ordenamiento relativo y no como una cifra puntual de planificación.

En conclusión, el modelo Crow-AMSAA aplicado con la secuencia normativa de la IEC 61164 y la IEC 60605-6, complementado con intervalos de confianza y con un indicador de disponibilidad, constituye una herramienta de bajo costo y alta trazabilidad para priorizar la gestión de confiabilidad en flotas de equipos reparables, siempre que sus supuestos, su incertidumbre y las limitaciones de calidad de datos se expliciten junto con los resultados.

10. Recomendaciones y trabajo futuro

A partir del diagnóstico presentado, se recomienda el conjunto de acciones que resume la Tabla 6, ordenadas por prioridad de atención.

Equipo	Diagnóstico	Prioridad	Acción recomendada	Horizonte de seguimiento
Unidad A N°3	Deterioro severo; menor MTBF instantáneo	Alta	FMECA/RCA inmediato y evaluación costo-riesgo-beneficio de overhaul mediante simulación de Montecarlo [11]	Reevaluar U y β a los 3 meses o tras la intervención
Unidad A N°7	Deterioro; menor disponibilidad de la flota (77,0%)	Alta	FMECA y análisis de mantenibilidad orientado a reducir MTTR (repuestos, alcance de reparación)	Reevaluar a los 6 meses
Unidad B N°8	Estable; mayor cantidad de horas fuera de servicio (3.685 h)	Media-alta	Análisis de mantenibilidad; el foco es el nivel de MTTR, no la tendencia	Reevaluar a los 6 meses
Unidad D N°3	Deterioro ($\alpha = 10\%$); caso limítrofe	Media	Reevaluación con ventana ampliada antes de comprometer intervención mayor	Reevaluar a los 6 meses

Equipo	Diagnóstico	Prioridad	Acción recomendada	Horizonte de seguimiento
Unidad D N°1	Deterioro; caso límite; observación preliminar de fallas repetitivas de lubricación	Media	Verificación del sistema de lubricación mediante RCA; confirmar tendencia con ventana ampliada	Reevaluar a los 6 meses
Unidad D N°2	Estable; caso límite (IC de β bajo la unidad)	Baja	Seguimiento; sin acción específica	Reevaluar a los 12 meses
Unidad A N°6	Mejora significativa; MTTR alto (63,5 h)	Baja	Mantener plan vigente; incorporar al análisis transversal de mantenibilidad de Tierra del Fuego Sur	Reevaluar a los 12 meses
Turbina C N°9	Mejora; n reducido (15 eventos)	Baja	Ampliar ventana de datos antes de utilizar su MTBF como cifra de planificación	Reevaluar a los 12 meses

Tabla 6. Plan de acción propuesto por equipo. La prioridad combina el diagnóstico de tendencia (Tabla 1) con el impacto sobre disponibilidad (Tabla 2) y la proyección de fallas (Tabla 3). Fuente: elaboración propia.

De igual forma, y de manera transversal a los equipos individuales, se recomienda: (1) cerrar en el sistema origen los tres eventos abiertos identificados y corregir los tres solapes de registros detectados; (2) abordar la brecha de mantenibilidad entre plantas mediante una revisión de la logística de repuestos, el tiempo de diagnóstico y el alcance efectivo de las reparaciones en Tierra del Fuego Sur, dado que incluso en los equipos estables o en mejora ese nivel de MTTR castiga la disponibilidad; y (3) repetir este análisis tras cada intervención relevante, de modo de verificar si la tendencia se revierte — un estadístico U posterior no significativo o negativo, o un intervalo de confianza de β que pase a contener la unidad, serían consistentes con un efecto favorable de la intervención, sin constituir por sí solos prueba de causalidad.

Como trabajo futuro se plantean tres líneas. La primera es la aplicación de análisis de modos de falla (FMECA) y análisis causal de raíz (RCA) a los equipos prioritarios, con el objeto de convertir las hipótesis causales formuladas en la Sección 6 en modos de falla identificados y en tareas de mantenimiento concretas. La segunda es la validación posterior del cambio de tendencia: repetir el test de Laplace y la estimación de β sobre la ventana posterior a cada intervención mayor permitiría verificar empíricamente la efectividad de la acción y cerrar el bucle de la Fase 8 del MGM. La tercera es la extensión del análisis con modelos que admitan cambios de pendiente — change of slope— capaces de representar el efecto de una intervención sobre la trayectoria de la intensidad de fallas, así como el uso de formulaciones de NHPP que incorporen explícitamente la calidad de la reparación [16], enfoque especialmente pertinente para la Unidad A N°3, cuyo patrón de deterioro sostenido pese a intervenciones correctivas repetidas es justamente el fenómeno que ese tipo de modelos busca capturar.

La simulación de Montecarlo aplicada previamente por el autor para determinar el tiempo óptimo financiero de overhaul [11] constituye una herramienta complementaria natural para dimensionar económicamente la intervención mayor propuesta para la Unidad A N°3, extendiendo a este equipo el enfoque costo-riesgo-beneficio ya validado sobre otras unidades de la misma flota.

11. Referencias

- [1] International Electrotechnical Commission. (2004). *IEC 61164: Reliability growth — Statistical test and estimation methods*. IEC. <https://webstore.iec.ch/en/publication/4720>
- [2] International Electrotechnical Commission. (2007). *IEC 60605-6: Equipment reliability testing — Part 6: Tests for the validity and estimation of the constant failure rate and constant failure intensity*. IEC.
- [3] Crow, L. H. (1974). Reliability analysis for complex, repairable systems. En F. Proschan & R. J. Serfling (Eds.), *Reliability and biometry* (pp. 379–410). SIAM.
- [4] US Army Materiel Systems Analysis Activity. (1981). *MIL-HDBK-189: Reliability growth management*. US Department of Defense.
- [5] Comerford, N. (2005). Crow/AMSAA reliability growth plots and their use in interpreting Meridian Energy Ltd.'s main unit failure data. En *Proceedings of the 16th Annual Conference, Vibration Association of New Zealand (VANZ)*, Rotorua.
- [6] Rigdon, S. E., & Basu, A. P. (2000). *Statistical methods for the reliability of repairable systems*. John Wiley & Sons.
- [7] Muhammad, M. B., Raza, T., & Abd Majid, M. A. (2016). Prediction of failures by using Crow/AMSAA model in Microsoft Excel. En *Proceedings of the 2016 International Conference on Industrial Engineering and Operations Management* (pp. 2760–2766). Kuala Lumpur, Malasia.
- [8] Villacrés Parra, S. R., Zavala León, M. A., & Viscaino Cuzco, M. A. (2024). Desarrollo de una metodología para el cálculo de la confiabilidad en una de las áreas de proceso de la empresa ensambladora de vehículos denominada CIAUTO Cía. Ltda. *Ciencia Digital*, 8(3), 137–160. <https://doi.org/10.33262/cienciadigital.v8i3.3119>
- [9] International Organization for Standardization. (2016). *ISO 14224: Petroleum, petrochemical and natural gas industries — Collection and exchange of reliability and maintenance data for equipment*. ISO. <https://www.iso.org/standard/64076.html>
- [10] Ascher, H., & Feingold, H. (1984). *Repairable systems reliability: Modeling, inference, misconceptions and their causes*. Marcel Dekker.
- [11] Villegas Barría, H. (2025). *Aplicaciones estadísticas en mantenimiento y predicción de fallas con proceso de Poisson no homogéneo* [Trabajo de título, Diplomado en Estadística, mención Métodos Estadísticos]. Facultad de Matemáticas, Departamento de Estadística, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- [12] Villegas Barría, H. (2026). *Informe ejecutivo de confiabilidad — Flota de compresión, plantas Tierra del Fuego Sur y Faro 2: test de tendencia de Laplace, modelo Crow-AMSAA (NHPP) y tiempo medio entre fallas* [Documento interno]. Ingeniería y Planificación del Mantenimiento, ENAP Magallanes.
- [13] Parra Márquez, C. A., & Crespo Márquez, A. (2019). *Ingeniería de mantenimiento y fiabilidad aplicada en la gestión de activos: Desarrollo y aplicación práctica de un modelo de gestión del mantenimiento (MGM)* (2ª ed., edición digital). INGEMAN, Escuela Superior de Ingenieros Industriales, Universidad de Sevilla.
- [14] Crespo Márquez, A. (2007). *The maintenance management framework: Models and methods for complex systems maintenance*. Springer-Verlag.
- [15] Sudadiyo, S. (2025). Nonhomogeneous Poisson process model for estimating mean time between failures of the JE01-AP03 primary pump implemented on the RSG-GAS reactor. *Nuclear Technology*, 211(4), 645–660. <https://doi.org/10.1080/00295450.2024.2352663>
- [16] Badía, F. G., Berrade, M. D., Lee, H., & Villegas, I. (2026). A mixed non-homogeneous Poisson process to model the quality of maintenance. *Proceedings of the Institution of Mechanical Engineers, Part O: Journal of Risk and Reliability*, 240(3), 1067–1085. <https://doi.org/10.1177/1748006X251414181>
- [17] Kheyri, A., & Taghipour, S. (2025). Integrated optimisation of production scheduling, maintenance, and quality control under non-homogeneous Poisson process failures with multiple



assignable causes. *International Journal of Production Research*, 63(24), 10115–10146.
<https://doi.org/10.1080/00207543.2025.2543492>

Declaración ética

Conflicto de Interés: Nada que declarar. **Financiamiento:** Nada que declarar. **Revisión por Pares:** Doble ciego.



Todo el contenido de la RIMCEO — Revista de Activos de Ingeniería en Mantenimiento, Confiabilidad y Excelencia Operacional, está licenciada bajo Creative Commons, a menos que se especifique lo contrario o se trate de contenido recuperado de otras fuentes bibliográficas.