

PREDICCIÓN DE VIDA A FATIGA EN MATERIALES COMPUESTOS DE FIBRA DE CARBONO BAJO CARGA DE AMPLITUD VARIABLE.

M. López Aenlle*, A. Fernández Canteli*, M.J. Lamela Rey*, E. Castillo Ron* *.

* Departamento de Construcción e Ingeniería de Fabricación
Universidad de Oviedo. Campus de Viesques. 33204 Gijón.

** Departamento de Matemática Aplicada.
Universidad de Cantabria, Avda de los Castros, s/n, 39005, Santander

Resumen. En este trabajo se analiza la aplicabilidad de un modelo general de fatiga de la familia Weibull a la definición del campo S-N y a la predicción de vida en fatiga, mediante la correspondiente hipótesis de acumulación de daño. En la estimación de los parámetros se emplea una normalización estadística, que permite una evaluación conjunta de los resultados de todos los niveles, incrementando así la fiabilidad del ajuste. La validez del modelo se contrasta mediante un programa experimental de fatiga bajo carga de amplitud variable por bloques y aleatoria gaussiana de banda estrecha, aplicado a un compuesto laminado de fibra de carbono y epoxi.

Abstract. In this work the applicability of a general model for fatigue analysis of the Weibull family to the definition of the S-N field is analysed. The model is extended to the prediction of the fatigue life using a damage accumulation hypothesis, inherent to the model. A statistical normalisation has been applied for the parameter estimation allowing to enhance the reliability of the model estimation. The validity of the model has been checked by means of an experimental fatigue programme under variable block loading and gaussian narrow-band random loading, carried out on a carbon fiber-epoxi laminate composite.

1. INTRODUCCIÓN.

Los materiales compuestos presentan junto a una alta rigidez y resistencia específica, una gran resistencia a la fatiga. Sin embargo, a diferencia de los materiales metálicos, en los que el proceso de fatiga puede ser estudiado en términos de iniciación y propagación, o de los materiales cementosos, en los que se advierte una microfisuración, presentan un proceso de daño más complejo, en el que de forma aislada o simultánea, se inician, crecen e interaccionan entre sí, alterando el estado del material, modificando su resistencia y determinando así la vida a fatiga [1].

El campo S-N muestra la relación que existe entre la vida a fatiga, medida en número de ciclos N , y el nivel de carga de amplitud constante, medido en rango de tensión $\Delta\sigma$, o en amplitud de tensión σ , al que ha sido sometida una probeta del material que se pretende caracterizar. En la definición del campo S-N en materiales compuestos vienen usándose diversos tipos de ecuaciones, unas empíricas y otras fundadas en propiedades del material, que generalmente obedecen a ecuaciones lineales o hiperbólicas, ya sea en escala natural, logarítmica o semilogarítmica [1,2]. Desde el punto de vista del diseño, es importante el conocimiento de la forma y de las propiedades de la curva S-N, con el objeto de predecir la vida en servicio del material, ya que gran parte de los modelos de

predicción de vida, basados en acumulación de daño, utilizan el campo S-N como información básica.

Los resultados de ensayos de fatiga de amplitud constante, obtenidos a diferentes niveles de carga, no se pueden analizar para cada nivel independientemente, ya que conducirían a resultados incongruentes tanto desde el punto de vista estadístico, como desde el punto de vista experimental. Por lo tanto, resulta necesario establecer un modelo analítico para el campo S-N, que permita el análisis de los datos de todos los niveles simultáneamente.

Las historias de carga de amplitud constante, aunque son las utilizadas habitualmente en el laboratorio para la caracterización a fatiga de materiales, rara vez se produce en la realidad, donde las cargas son generalmente de amplitud variable y naturaleza aleatoria. Como consecuencia de esta aleatoriedad, las cargas deben definirse mediante sus parámetros estadísticos: valor medio, desviación típica, tipo de distribución, ancho de banda, etc. La influencia de todos estos parámetros sobre la vida a fatiga, así como el efecto de la secuencia y de las sobrecargas, es continuo objeto de estudio [3].

Para la predicción de vida bajo carga de amplitud variable es necesario un modelo general que permita la predicción de vida para cualquier historia de carga de

amplitud variable conociendo únicamente el campo S-N y la historia de carga. Los modelos más ampliamente utilizados para la predicción de vida a fatiga bajo carga variable han sido los modelos de acumulación de daño. Estos modelos están basados en la formulación de una regla de acumulación de daño como criterio para predecir la vida a fatiga bajo carga variable, sin necesidad de recurrir a observaciones experimentales del proceso en sí, y utilizan el valor de una magnitud, denominada índice de daño, que permite reflejar el estado de daño en cada momento del proceso y realizar la transferencia del número de ciclos de un nivel de tensión a otro, mediante la hipótesis de que en ese proceso, el daño permanezca inalterable [4]. De este modo, la rotura por fatiga se producirá cuando este índice sobrepase un determinado valor crítico. Estamos, por lo tanto, ante una medida abstracta del grado de daño en el material, ya que no responde a la medida de ninguna magnitud física representativa del daño existente, ni tampoco está basada en hipótesis estadísticas.

En el presente trabajo se presenta un modelo general de fatiga y una metodología con los que se aborda la predicción de vida en fatiga bajo carga de amplitud variable

2. EVALUACIÓN ESTADÍSTICA DEL CAMPO S-N.

2.1. Modelización del campo S-N

En el campo de Wöhler, se definen dos variables aleatorias relacionadas entre sí: la vida a fatiga N y el rango de tensiones $\Delta\sigma$. El problema consiste, pues, en encontrar un modelo de regresión no-lineal que permita definir el campo S-N de fatiga, y evaluar los parámetros del modelo.

Este análisis, no es sencillo debido al limitado número de resultados experimentales del que se dispone generalmente, distribuidos además en diversos niveles de tensión. Castillo et al. [2], han desarrollado un modelo estadístico para el análisis de resultados de fatiga, derivado de una ecuación funcional y tiene en cuenta aspectos físicos y estadísticos (consistencia, estabilidad y compatibilidad). De acuerdo con este modelo (figura 1), el campo S-N para un elemento sometido a carga de amplitud constante viene definido como:

$$(\log N - B)(\log \Delta\sigma - C) = D \left[[-\log(1 - P)]^{1/A} - E \right], \quad (1)$$

donde N es la vida a fatiga medida en ciclos, $\Delta\sigma$ es el rango de tensión, P es la probabilidad de fallo; y A , B , C , D y E son los parámetros a estimar, con el siguiente significado:

A = Parámetro de forma de la distribución de Weibull.

B = Valor umbral o número de ciclos límite.

C = Límite de endurencia.

D = Parámetro de escala.

E = Parámetro que fija la posición de la curva límite, o de probabilidad nula.

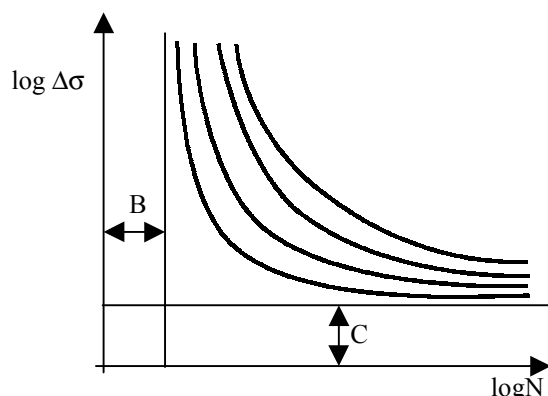


Fig. 1. Campo S-N en fatiga con las curvas de isoprobabilidad.

Una vez estimados los 5 parámetros, la expresión analítica del campo S-N está plenamente determinada, permitiendo así la predicción probabilística del fallo a fatiga bajo carga de amplitud constante. La función de distribución para la vida N , en el rango de tensión $\Delta\sigma_i$ resulta ser:

$$F(\log N_i; \Delta\sigma_i) = 1 - \exp \left[- \left(\frac{(\log N - B)(\log \Delta\sigma_i - C)}{D} + E \right)^A \right] \quad (2)$$

expresión que permite identificar los parámetros de Weibull en el rango de tensiones $\Delta\sigma_i$ con los parámetros de Weibull del modelo, A , B , C , D y E :

$$\lambda(\Delta\sigma_i) = B - \frac{ED}{\log \Delta\sigma_i - C}, \quad \delta(\Delta\sigma_i) = \frac{D}{\log \Delta\sigma_i - C}, \quad (3)$$

$$\beta(\Delta\sigma_i) = \beta = A.$$

Como puede observarse, las curvas de isoprobabilidad son hipérbolas equiláteras [2].

El modelo sugiere, la estimación de B y C en una primera fase para, a continuación, pasar a estimar A , D y E en una segunda fase. Métodos para estimar B y C han sido propuestos por Castillo et al. [5]

Una vez conocidos los valores de B y C , la estimación de A , D y E se reduce a un caso de estimación estándar en una distribución triparamétrica de Weibull. Sin embargo, la procedencia de resultados de diferentes niveles de tensión recomienda someter todos los resultados a un procedimiento de normalización.

2.2. La normalización de resultados experimentales.

El proceso de normalización estadística en programas de fatiga permite, por un lado, que los resultados experimentales satisfagan al modelo de fatiga elegido, y por otro superar los inconvenientes debidos al escaso número de resultados disponibles por nivel [6,7]. De este modo, el agrupamiento de todos los resultados en una única muestra permite evaluar una población mayor y, como consecuencia, aumentar la fiabilidad de la evaluación. En este caso, la normalización estadística permite reducir datos pertenecientes a distribuciones de Weibull con el mismo parámetro de forma, β , si bien con diferentes parámetros de localización, λ , y de escala, δ (como es el caso de distribuciones de vida en fatiga para diferentes niveles de tensión), a una única distribución, y así proceder a la evaluación conjunta de los parámetros de la muestra normalizada y agrupada.

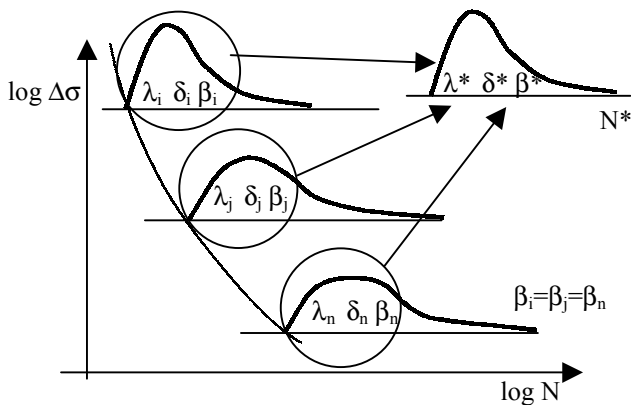


Fig. 2. Campo S-N con las funciones de distribución de log N para los diferentes rangos de tensión y la correspondiente función de distribución normalizada.

El procedimiento de normalización está basado en el hecho de que la distribución de Weibull permanece estable con respecto a transformaciones de localización y de escala [6]. Es decir, si la variable X sigue una distribución de Weibull $W(\lambda, \delta, \beta)$, lo que se representa mediante $X \sim W(\lambda, \delta, \beta)$, y se transforma en una nueva variable:

$$Z = \frac{X - a}{b}, \quad (4)$$

donde a y b son constantes reales, se cumple que $X \sim W\left(\frac{\lambda - a}{b}, \frac{\delta}{b}, \beta\right)$.

En fatiga, X puede identificarse con $\log N$, como variable original. Dependiendo de los valores que tomen a y b , se obtendrán diferentes expresiones para Z . Una variable normalizada, que denominaremos ' V ', se obtiene mediante la transformación:

$$V = (\log N - B) (\log \Delta \sigma - C), \quad (5)$$

Si $\log N$ sigue en el nivel ' i ' una distribución de Weibull $W(\lambda_i, \delta_i, \beta_i)$, la función de distribución de Weibull para la nueva variable V , resulta ser:

$$F(V; \lambda', \delta', \beta') = 1 - \exp \left[- \left(\frac{V - \lambda'}{\delta'} \right)^{\beta'} \right]. \quad (6)$$

Los parámetros λ' , δ' y β' , se pueden expresar en función de los parámetros λ_i, δ_i y β_i , correspondientes al nivel ' i ', mediante:

$$\begin{aligned} \lambda' &= (\lambda_i - B) (\log \Delta \sigma_i - C), \quad \delta' = \delta_i (\log \Delta \sigma_i - C), \\ \beta' &= \beta_i. \end{aligned} \quad (7)$$

Se obtienen así tres parámetros λ' , δ' y β' que pueden estimarse gráficamente (papel probabilístico) o con procedimientos analíticos habituales. A partir de λ' , δ' y β' se obtienen los restantes parámetros del modelo:

$$A = \beta', \quad D = \delta', \quad E = -\frac{\lambda'}{\delta'}. \quad (8)$$

3. UN MODELO DE ACUMULACIÓN DE DAÑO PROBABILÍSTICO.

El modelo de Castillo et al., además de permitir una modelización estadística del campo S-N, presenta la ventaja de que permite establecer los fundamentos para un modelo de acumulación de daño basado en el mantenimiento de la probabilidad de rotura [5]. Conocido el número de ciclos correspondientes a un determinado nivel $\Delta \sigma_i$, y teniendo en cuenta que el modelo relaciona todos los niveles de tensión del campo S-N, se puede realizar la conversión desde un nivel $\Delta \sigma_i$ a otro $\Delta \sigma_j$, aplicando la igualdad:

$$(\log N_i - B) (\log \Delta \sigma_i - C) = (\log N_j - B) (\log \Delta \sigma_j - C) \quad (9)$$

en la que se puede despejar $\log N_j$ (Figura 3):

$$\log N_j = B + \frac{(\log N_i - B) (\log \Delta \sigma_i - C)}{(\log \Delta \sigma_j - C)}, \quad (10)$$

Dado que la ecuación (9) se deduce a partir del campo S-N, en el que el eje de abscisas se representa el número de ciclos transcurridos hasta la rotura, la ecuación (10) se puede interpretar como la equivalencia entre el número de ciclos N_i y el N_j que sería necesario aplicar a dos niveles de tensión $\Delta \sigma_i$ y $\Delta \sigma_j$ para obtener la misma probabilidad de rotura (figura 3).

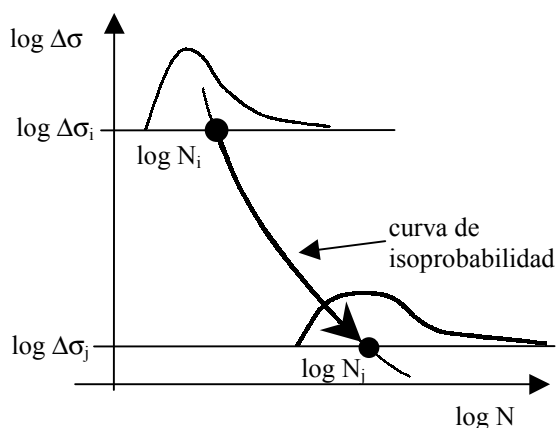


Fig. 3 Conversión isoprobabilista entre los niveles $\Delta\sigma_i$ y $\Delta\sigma_j$ aplicando el modelo de Castillo et al..

El mismo modelo de acumulación de daño puede generalizarse ventajosamente mediante el uso de una variable normalizada. Teniendo en cuenta que con el proceso de normalización aplicado a un modelo de fatiga, las distribuciones de Weibull de los distintos niveles de tensión se reducen a una única distribución normalizada y que además las variables normalizadas están asociadas a una determinada probabilidad de rotura, se dispone ya de los fundamentos para establecer el modelo de acumulación de daño, basado en el mantenimiento de la probabilidad de rotura. De este modo, la conservación de la probabilidad de rotura es equivalente a la constancia de la variable normalizada durante el proceso de conversión. Como consecuencia, la variable normalizada V puede identificarse como un índice de daño, que es factible de ser interpretado estadísticamente. La probabilidad de rotura se obtiene después de cada conversión a partir de la variable normalizada, ya que ésta tiene que ser calculada en cada proceso de conversión.

El proceso de conversión mediante una variable normalizada es un procedimiento indirecto, totalmente equivalente al propuesto anteriormente [6], por lo que, decir que una variable normalizada se mantiene constante durante el proceso de conversión, equivale a decir que se cumple la ecuación (10). En la figura 4 se muestra la conversión entre dos niveles, utilizando como índice de daño la variable normalizada V .

4. FATIGA DE AMPLITUD CONSTANTE.

El modelo propuesto se aplicó al compuesto laminado IM7/8552 [0/90]4s, de fibra de carbono y resina epoxi, realizándose ensayos de fatiga bajo amplitud constante, bajo carga por bloques y bajo carga aleatoria.

4.1 Descripción de los ensayos.

La caracterización a fatiga bajo se realizó mediante un programa de ensayos de tracción bajo carga de amplitud constante a una frecuencia de 4 Hz.

La dispersión de los resultados relativos a la resistencia estática del material plantea dificultades para la elección de los niveles de carga altos, ya que en ellos se producen roturas a fatiga de vida corta y a fatiga de larga duración indistintamente. Por esta razón, para los ensayos bajo carga de amplitud constante se fijaron los niveles de carga utilizados en los ensayos, correspondiendo a tensiones máximas del 85%, 82.5%, 80%, 77.5%, 75% y 70% respectivamente, de la resistencia a tracción del material, cuya mediana resultó ser $\sigma_t = 1347 \text{ N/mm}^2$. En el nivel del 70% σ_t se realizó un único ensayo para comprobar la tendencia de la curva S-N del material, dada la larga duración de los ensayos que se evidenciaba ya en el nivel del 75%.

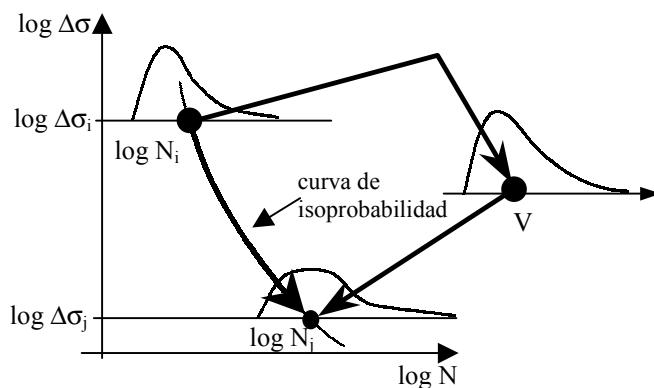


Fig. 4. Conversión isoprobabilista entre dos niveles $\Delta\sigma_i$ y $\Delta\sigma_j$ con la variable normalizada V .

4.2 Análisis de resultados

En la figura 5 aparecen representados gráficamente los resultados obtenidos. Se puede observar que en los dos niveles superiores se producen simultáneamente roturas por fatiga de vida corta y por fatiga de larga duración. Esto obliga a prescindir de ambos niveles en la evaluación de parámetros, ante la imposibilidad de identificar ambos tipos de roturas.

Por otro lado, en el nivel de $\sigma_{\max} = 0.7\sigma_t$ solamente se dispone de un resultado. Teniendo en cuenta que los resultados de los niveles más bajos son los que tienen una mayor influencia en el valor del parámetro C (límite de endurancia), la existencia de un único resultado en el nivel del 70% podría condicionar desmesuradamente el valor de este parámetro, dependiendo de la posición del resultado. Esto pone de manifiesto que para el análisis es recomendable un número mínimo de resultados por nivel, con el fin de que el valor medio de los resultados sólo sufra pequeñas variaciones al añadir un resultado más a la muestra de dicho nivel. Por este motivo se decidió prescindir también de este nivel durante el ajuste inicial.

Al resto de los resultados experimentales, es decir, a los correspondientes a los niveles del 80%, 77.5% y 75% se les aplicó el modelo de Castillo et al. [2] estimando los parámetros A, B, C, D y E en dos pasos. Para el cálculo de los parámetros B y C se aplicó el algoritmo de evaluación propuesto en [5]. El resultado de la estimación aparece reflejado en la tabla 1. El valor obtenido para el límite de durancia corresponde al 38% de la resistencia estática.

Para la estimación de los parámetros A, D y E se realizó previamente un proceso de normalización tomando V como variable normalizada, permitiendo así el agrupamiento de los resultados de todos los niveles en un único nivel de referencia. Los parámetros λ' , δ' y β' de Weibull de la variable V, se determinaron aplicando un procedimiento estándar. A partir de éstos se estimaron los restantes parámetros del modelo A, D y E.

Tabla 1. Valores estimados para los parámetros B, C y K_1 .

VALORES INICIALES		VALORES DEFINITIVOS		
B_0	C_0	B	C	K_1
-6.17	20.13	2.254 (10 cic.)	20.054 (512x10 ⁶ N/m ²)	7.14

Tabla 2. Parámetros A, D y E.

A	D	E
8.787	1.790	-3.04

En la figura 5 se representan los resultados de los ensayos estáticos y de los ensayos de fatiga, así como las hipérbolas correspondientes a las probabilidades 0, 0.50 y 0.95. Se puede observar que el único resultado del nivel del 70%, aunque no ha sido considerado para la estimación de los parámetros, se encuentra dentro de la zona de probabilidades ($0 < P < 1$).

En las figuras 6 y 7 se pueden observar respectivamente, la representación gráfica del ajuste de Weibull para la variable normalizada V y su representación para cada uno de los niveles. Tal como se puede comprobar, los resultados de los niveles que intervienen en la estimación de los parámetros ajustan satisfactoriamente al modelo. Sin embargo, el ajuste no es muy fiable, debido a que la muestra disponible presenta un reducido tamaño, y procede además de niveles muy cercanos entre sí. Esta característica parece haber influido también en que la curva de probabilidad cero está bastante alejada de los resultados discretos, lo que a su vez debería manifestarse en predicciones conservadoras para carga de amplitud variable, en la zona de bajas probabilidades (que son las de interés en el dimensionamiento). Sin embargo, los resultados experimentales confirman lo contrario, posiblemente

porque los niveles superiores, aunque no intervienen en el ajuste de los parámetros, están realmente presentes en la carga aplicada.

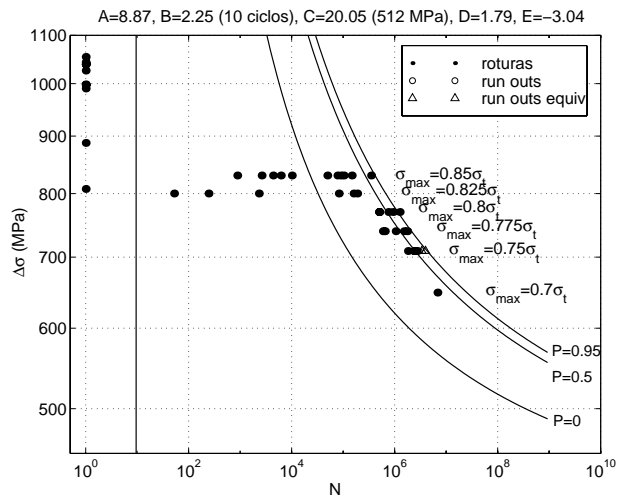


Fig. 5. Campo S-N ajustado con el modelo de Castillo

Esta muestra de resultados, en la que algunos niveles han tenido que ser descartados para el ajuste del campo S-N, pone de manifiesto la enorme importancia que tiene la estrategia adoptada en la planificación de los ensayos, sobre el posterior análisis de los resultados. Baste pensar que el resultado del ensayo llevado a cabo al nivel del 70%, a pesar de ser el de mayor duración y como consecuencia el más costoso, no ha podido ser tenido en cuenta en el análisis, lo que debería haber sido previsto con anterioridad.

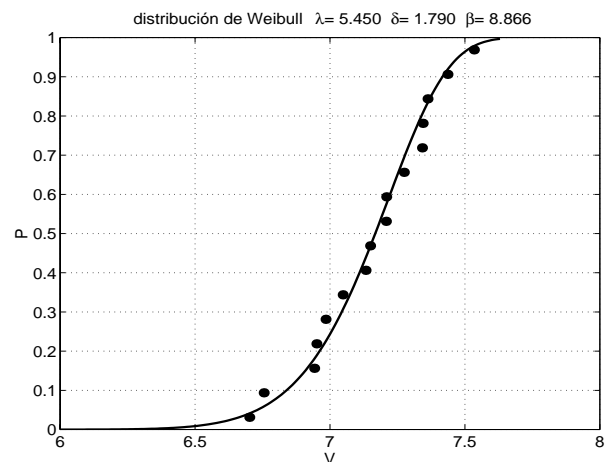


Fig. 6. Ajuste de la distribución de Weibull.

En los dos niveles superiores, la alta dispersión de los resultados estáticos ya ponía claramente de manifiesto que en ambos niveles se iban a producir roturas por fatiga de vida corta.

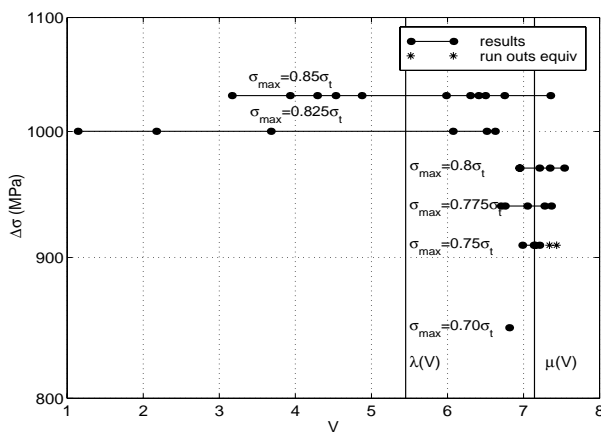


Fig. 7. Representación de la variable normalizada V para cada nivel.

5. FATIGA BAJO CARGA POR BLOQUES.

5.1 Descripción de los ensayos.

Dentro de la experimentación a fatiga por bloques, se consideraron tres secuencias, que aparecen indicadas en la figura 8, en las que fue descartado el nivel más alto de los ensayos de fatiga con amplitud constante, a

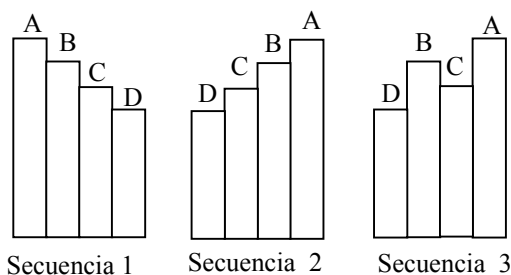


Fig. 8. Secuencias y nivel de carga en ensayos a fatiga por bloques (A = 82.5 % σ_t , B = 80 % σ_t , C = 77.5 % σ_t , D = 75 % σ_t).

fin de evitar roturas a bajo número de ciclos. Con estos bloques de carga se realizaron cinco ensayos para cada una de las secuencias, con onda senoidal y carga aplicada según una relación de tensiones $R=0.1$. Para evitar efectos de la secuencia, se eligió una duración para cada bloque del 5 % del número de ciclos correspondiente a una probabilidad de rotura del 50% [4], estimado a partir de los ensayos de fatiga con amplitud constante.

6.2 Análisis de resultados.

El modelo de acumulación de daño propuesto en este trabajo se aplicó a los resultados obtenidos a partir de ensayos bajo carga por bloques, utilizando como índice de daño la variable normalizada V. En la tabla 3 se muestran los valores de V, de la probabilidad P y del

número de Miner M, obtenidos mediante simulación para cada uno de los ensayos.

En la zona de probabilidades bajas, el modelo de acumulación de daño no es conservador, a pesar de que el ajuste realizado para ensayos de fatiga con amplitud constante así lo hacía prever. No obstante, teniendo en cuenta que la amplitud del bloque de máxima tensión en los ensayos realizados bajo carga por bloques, era del 82.5% de la resistencia estática, y que en los ensayos de fatiga de amplitud constante realizados a este nivel de tensión, se produjeron ya roturas a fatiga de bajos ciclos junto con roturas a fatiga de larga duración, no es extraño que la predicción no sea conservadora en esta zona de probabilidades.

Tabla 3. Valores obtenidos por simulación para cada uno de los resultados experimentales.

SEC.	DURACIÓN DEL ENSAYO EXPERIMENTAL	VALORES OBTENIDOS POR SIMULACIÓN		
		P	V	M
1234	241334	0.031	6.6606	0.506
1234	329054	0.128	6.8813	0.690
1234	660317	0.867	7.3878	1.399
1234	862719	0.991	7.5809	1.832
1234	1337304	1.000	7.8867	2.806
4321	740382	0.937	7.4930	1.530
4321	877218	0.992	7.5877	1.835
4321	903362	0.994	7.6080	1.888
4321	2102269	1.000	8.2115	4.387
4321	2741509	1.000	8.4062	5.744
4231	57145	0.000	5.5586	0.097
4231	280162	0.067	6.7758	0.583
4231	326036	0.129	6.8827	0.679
4231	329059	0.138	6.8938	0.690
4231	605209	0.756	7.3109	1.247
4231	1327166	1.000	7.8792	2.764

Se deduce, que para determinar la validez del modelo de acumulación de daño sería necesario la realización de un mayor número de ensayos a fatiga con bloques, cuya amplitud de tensión no interfiriese con la zona de fatiga de vida corta.

En la figura 9 se muestra el resultado de aplicar la prueba de Kolmogorov-Smirnov para niveles de significación del 1% y del 5%, a la distribución teórica de la variable V, y a la distribución de los valores de V deducidos de los resultados experimentales. Como se puede observar, la predicción debería ser aceptada para el nivel de significación del 1% y rechazada para el nivel del 5%. No obstante, se insiste en que el hecho de que el bloque de amplitud máxima esté cercano a la

zona de fatiga de bajos ciclos, puede haber influido

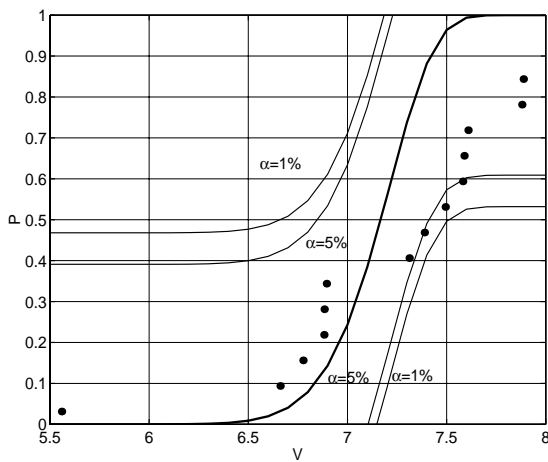


Fig. 9. Prueba de Kolmogorov-Smirnov para la variable V en el caso de carga por bloques.

drásticamente en los resultados de los ensayos.

6. FATIGA BAJO CARGA ALEATORIA.

6.1 Descripción de los ensayos.

Los ensayos de carga aleatoria se realizaron aplicando al compuesto laminado una carga estacionaria gaussiana de banda estrecha. Puesto que la señal de carga generada es de tipo aleatorio, estacionaria y gaussiana, los picos de carga siguen una distribución de Rayleigh.

La selección de la desviación típica de la carga se realizó adoptando una solución de compromiso, para garantizar una cantidad representativa de picos altos y ausencia de roturas estáticas del material, lo que condujo a un truncamiento suave de los picos máximos en la señal generada. De esta forma, los picos de la historia de carga siguen una distribución de Rayleigh modificada.

En los ensayos se fijaron los siguientes parámetros para la carga con distribución de Rayleigh para los picos: desviación típica $\sigma_p = 190 \text{ N/mm}^2$, $\sigma_{\max} = 82.5\% \sigma_t$, $\sigma_{\min} = 8.25\% \sigma_t$, $\sigma_{\text{med}} = 45.5\% \sigma_t$. La generación de la señal se produjo de forma totalmente aleatoria, de tal manera que podían producirse picos muy pequeños o picos muy altos. En la figura 10 aparece representado un fragmento de una historia de carga utilizada en los ensayos

6.2 Análisis de resultados.

El modelo de acumulación de daño propuesto en este trabajo se aplicó aquí a los resultados obtenidos a partir de ensayos bajo carga aleatoria, utilizando como índice de daño la variable normalizada V. En la tabla 4 se muestran los valores medios de V, de la probabilidad P

y del número de Miner M, obtenidos para cada uno de

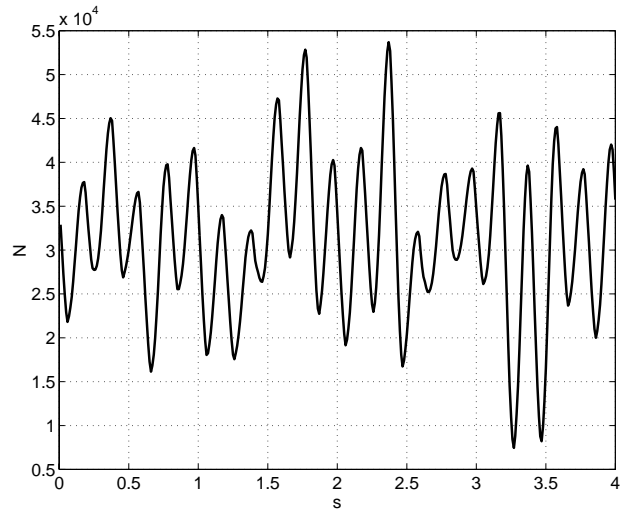


Fig. 10. Historia de carga generada y aplicada en los ensayos de carga aleatoria.

los ensayos, a partir de 50 simulaciones.

El valor máximo de la tensión en la historia de carga se eligió coincidente con el utilizado en el caso de carga por bloques ($\sigma_{\max} = 0.825\sigma_t$), de tal manera que los picos con $\sigma_{\max} > 0.825\sigma_t$ resultaban truncados hasta este valor de tensión. La historia de carga utilizada en los ensayos de carga aleatoria contenía una mayor cantidad de picos de amplitud máxima que la utilizada en carga por bloques. Así:

$$p(\sigma_{\max} = 82.5\% \sigma_t) = 1.22\%,$$

en el caso de bloques, y

$$p(\sigma_{\max} = 82.5\% \sigma_t) = 3.13\%,$$

en el caso de carga aleatoria.

Por lo tanto, si en el caso de carga por bloques la predicción no era conservadora, debido a la presencia de niveles de tensión altos, es de esperar que la predicción realizada para carga aleatoria lo sea aún menos.

Eliminando de la muestra el resultado de 46616 ciclos, cuya rotura parece debida claramente a una sobrecarga estática, el valor medio de la predicción realizada difiere considerablemente de la experimental, mientras que la dispersión predicha y la obtenida experimentalmente son muy similares. Parece, por tanto, que el efecto de los picos altos de tensión en las historias de carga se traduce únicamente en una traslación de la función de distribución (figura 11), es decir, en una disminución de dos unidades en el valor de V.

Aunque en materiales compuestos la aleatoriedad del material suele influir mucho más en el resultado final que la aleatoriedad debida a la carga, en este trabajo,

no es posible sacar conclusiones acerca de la influencia de una u otra variable, debido a la pequeña cantidad de datos de que se dispone.

Tabla 4. Valores de V, P y M obtenidos por simulación para los ensayos de carga aleatoria.

CICLOS (EXPER.)	VALORES MEDIOS (SIMULACIÓN)		
	V	P	M
46616	2.8700	0*	0.001
1901356	4.8573	0*	0.020
2045236	4.9183	0*	0.021
2198108	4.9391	0*	0.023
2638376	5.0448	0*	0.028
2651448	5.0480	0*	0.028
3137744	5.1450	0*	0.032
3397320	5.1918	0*	0.036
3748028	5.2482	0*	0.040
3749708	5.2482	0*	0.040
5079688	5.4249	0*	0.054
8054400 (run-out)	>5.6916	>0.000	>0.086

NOTA: * indica que $V < \lambda'$, por lo que la probabilidad resulta siempre cero. ($\lambda' = 5.448$).

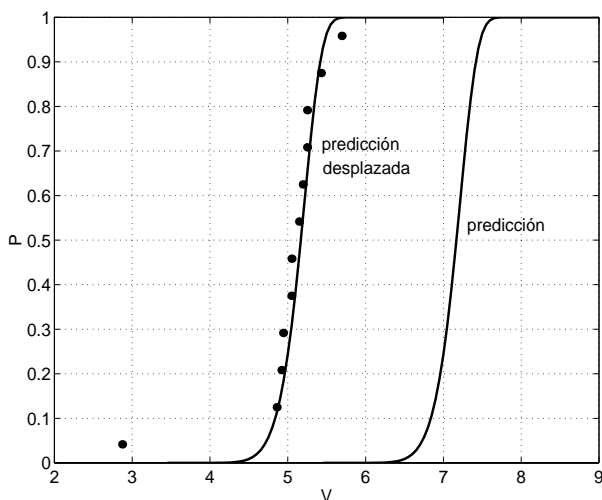


Fig. 11. Comparación entre los resultados experimentales y los predichos para el caso de carga aleatoria.

7. CONCLUSIONES

1. El modelo de Castillo et al. ajusta aceptablemente los resultados experimentales, si bien requiere la exclusión de los resultados de fatiga de vida corta en la zona de los niveles más altos de carga.
2. La variable normalizada V, además de suponer un procedimiento recomendable para la estimación de

parámetros, es una variable que define el estado de daño a fatiga del material, ya que puede identificarse como un índice de daño.

3. La elevada resistencia a fatiga del compuesto laminado IM7/8552 [0/90]_{4s} plantea dificultades para la elección de los niveles de carga a ensayar y en el posterior análisis de los resultados.
4. Solamente se han considerado tres niveles en el análisis de los resultados, por lo demás muy cercanos entre sí. Un ajuste fiable requeriría un mayor número de niveles, con valores de los niveles de tensión más diferenciados.
5. La aplicación del modelo propuesto a historias de carga variable, tanto de bloques como aleatoria, con presencia de niveles en los que se producen simultáneamente roturas por fatiga de vida corta y por fatiga de larga duración, conduce a resultados no-conservadores. En consecuencia, la predicción de vida a fatiga con la metodología propuesta, requiere aún estudio, para su aplicación a casos de dimensionamiento real.

8. AGRADECIMIENTOS.

Los autores agradecen la financiación económica recibida de la CICYT a través del proyecto de investigación MAT95-0613-C02-01.

9. REFERENCIAS.

- [1] Sendekyj, G.P. In: "Fatigue of Composite Materials", pp. 431-483, Reifsnider K.L. (eds). Elsevier, Amsterdam, 1985.
- [2] E. Castillo, A. Fernández Canteli, V. Esslinger, B.Thürlimann. "Statistical Model for Fatigue Analysis of Wires, Strands and Cables". IABSE Proceedings P-82/85, 1985.
- [3] J. Domínguez. "Fatigue Crack Growth Under Variable Amplitude Loading". Handbook of Fatigue Crack Propagation in Metallic Structures, pp. 955-997, 1994.
- [4] Fernández Canteli, A. "Statistical Interpretation of the Miner Number Using an Index of Probability of Total Damage", IABSE, 1982.
- [5] E. Castillo, A. Fernández Canteli. "A General Regression Model for Lifetime Evaluation and Prediction". Aceptado en Journal of Fracture Mechanics.
- [6] E. Castillo, M. López Aenlle, M. J. Lamela, A. Fernández Canteli. "Evaluation of Fatigue Life Data By Normalising Procedures". European Conference on Fracture, San Sebastián, 2000.

- [7] M. López Aenlle, "Caracterización a fatiga de materiales compuestos bajo carga aleatoria y carga por bloques". Tesis Doctoral, Universidad de Oviedo, 2000.