

ESPECIFICACIONES Y DISPERSIÓN DE RESULTADOS EN EL ENSAYO FIP DE CORROSIÓN BAJO TENSIÓN

A. Valiente

Departamento de Ciencia de Materiales, E. T. S. de Ingenieros de Caminos, Canales y Puertos,
Universidad Politécnica de Madrid, Ciudad Universitaria s/n, 28040 Madrid, España.

Resumen. La función que desempeña el acero de pretensado como material de construcción requiere un equilibrio de prestaciones que sólo un cuidadoso proceso de fabricación permite alcanzar. Entre las características determinantes de estas prestaciones está la sensibilidad a la corrosión bajo tensión, que en Europa se valora a través del ensayo normalizado por la Federación Internacional del Hormigón (ensayo FIP). Los criterios de aceptación o rechazo de un producto dado emplean la mediana y el mínimo de una muestra de ensayos, reconociendo con ello la naturaleza probabilística del fenómeno pero sin identificar su origen. Esto introduce un factor de aleatoriedad no controlado en el resultado de aplicar los criterios, con la consiguiente inseguridad para el fabricante. La contribución de este trabajo es un estudio cuantitativo del factor de aleatoriedad implícito en las especificaciones FIP. La hipótesis de partida, contrastada con una de las mayores series de datos experimentales publicadas, es que la magnitud medida en el ensayo FIP (tiempo de rotura) sigue una distribución probabilística de Weibull con valor umbral. A partir de esta hipótesis se establecen la distribución probabilística conjunta de la mediana y el mínimo muestrales empleados en las especificaciones y se valoran las posibilidades de aceptación o rechazo.

Abstract. Prestressing steel is a construction material whose balanced performance to work as essential part of prestressed concrete is only achieved after a careful manufacturing process. A determinant factor of such a performance, the stress corrosion sensibility, is usually assessed by means of the standardized test developed by the International Prestressing Federation (FIP test). The acceptance or rejection criteria are based on both the median and minimum of a sample of test results, then a probabilistic nature of unspecified origin being implicitly attributed to the phenomenon. This involves a random influence factor on the result of applying the criteria and the consequent uncertainty for the manufacturers. This work quantitatively examines the random influence factor by assuming a truncated Weibull probabilistic distribution of the variable measured in the FIP test (time to failure), in accordance with a large series of relevant experimental data ever reported. The joint probabilistic distribution of the sample median and minimum are determined from this assumption and used in the subsequent assessment.

1. INTRODUCCIÓN

El acero de pretensar es un material de construcción singular. Desde que a principios del siglo XX se demostrara que el hormigón y el acero, éste comprimiendo a aquel y el primero traccionando al segundo, se prestaban a una combinación simbiótica capaz de producir un material resistente a tracción, compresión y fatiga [1], los fabricantes de acero han buscado el producto ideal para acompañar al hormigón en el hormigón pretensado, es decir, un acero de alta resistencia con ductilidad, perdurabilidad frente a la fatiga, baja relajación y durabilidad.

El acero eutectoide trefilado es el material que satisface con mayor aproximación estos requisitos. Los fabricantes de este producto han sabido emplear la experiencia adquirida para mejorar empíricamente sus procedimientos de fabricación y conseguir un ajustado equilibrio de propiedades, si bien difícilmente controlable pese a los esfuerzos realizados.

La sensibilidad del acero eutectoide trefilado a la corrosión bajo tensión es una de los factores que más contribuye a dificultar la fabricación de un acero de pretensar óptimo. Las tensiones permanentes de tracción, inherentes a la función de las armaduras activas en el hormigón pretensado, y la sensibilidad alta a la corrosión bajo ten-

sión son dos de las tres condiciones requeridas para que este fenómeno amenace seriamente la durabilidad y la seguridad estructural. La tercera condición es la agresividad del entorno, y en el caso de las armaduras activas la proporcionan los medios acuosos con productos disueltos que el medio ambiente o el propio hormigón pueden generar sin mediar circunstancias excepcionales [2, 3].

Hasta 1978 no se desarrollaron métodos de ensayo para estimar la sensibilidad de una armadura activa a la corrosión bajo tensión, lo cual dio lugar a que con anterioridad se comercializasen armaduras de baja durabilidad que fallaron inesperadamente, en algunos casos al poco tiempo de entrar en servicio y en otros incluso durante el montaje. Hoy tanto la normativa española [4], como la europea [5] e internacional [6] contemplan el fenómeno como un riesgo para la durabilidad e imponen y/o recomiendan medidas precautorias para evitarlo.

2. EL ENSAYO FIP

El ensayo FIP está recogido en las normas ISO 15630-3 [6] y UNE 36464 [7] y fue diseñado por la Federación Internacional del Hormigón (FIB) como método de estimar la sensibilidad a la corrosión bajo tensión del acero de pretensar. El medio agresivo empleado es el tiociana-

to amónico (NH_4SCN) y el mecanismo de daño dominante es la fragilización por hidrógeno. El ensayo consiste en someter simultáneamente la probeta de acero de pretensar a la acción del medio agresivo y a carga mecánica, generando un estado uniforme de tracción simple de valor igual al 80% de la resistencia a tracción del acero. El medio agresivo es una solución acuosa a 50°C con el 20% en peso de tiocianato amónico y el 80% restante de agua. La carga de tracción y la temperatura de la solución se mantienen constantes durante el ensayo, midiéndose el tiempo que la probeta tarda en romper y registrándose como resultado del ensayo.

El dispositivo de carga empleado habitualmente en la ejecución del ensayo es una palanca de gran robustez, cuyo fulcro forma parte de un bastidor igualmente robusto. Los extremos de la probeta se anclan mediante articulaciones a un extremo de la palanca y al bastidor, respectivamente. Del otro extremo de la palanca se cuelgan pesas hasta que la carga de tracción de la probeta alcanza el valor deseado. La probeta se coloca en la palanca atravesando por las bases una célula cilíndrica cerrada de doble pared que es inerte frente a la solución corrosiva y cuyos orificios de paso se sellan hasta conseguir la estanqueidad. La célula está provista de un acceso al recinto limitado por la pared interior y de dos accesos al recinto comprendido entre las dos paredes. El recinto interior se llena de solución y el exterior se conecta a un circuito cerrado de agua caliente impulsada por una bomba y calentada en un baño termostático mediante el cual la temperatura de la solución se mantiene a $50 \pm 1^\circ\text{C}$ durante todo el ensayo. La longitud de probeta expuesta a la solución no debe ser inferior a 20 cm, y el diámetro del recinto que contiene la solución es función del de la probeta. El tiempo de rotura se registra con un cronómetro que se activa manualmente al comienzo del ensayo y se detiene automáticamente al romper la probeta, accionado por la caída de la palanca. La figura 1 muestra la realización de un ensayo de corrosión bajo tensión con un alambre de acero de pretensar.

La aceptación de un producto como acero de pretensar resistente a la corrosión bajo tensión requiere la realización del ensayo FIP un número de veces no inferior a seis [5, 6], la determinación de dos estadísticos para la muestra de tiempos de rotura medidos, y la superación de valores umbral por parte de los resultados. La normativa española vigente [5] emplea el mínimo y la media muestrales y adopta como umbrales respectivos 1,5 y 4 horas para alambres y cordones, 60 y 250 horas para barras de diámetro entre 16 y 25 mm, y 100 y 400 horas para barras de diámetro superior a 25 mm. La normativa europea [8] establece en 20 horas el valor umbral del mínimo muestral para barras de 15 mm de diámetro, eleva a 2 horas el de alambres y el de cordones con alambres de diámetro superior a 3,2 mm, y sustituye la media por la mediana muestral, aumentando a 5 horas el umbral para alambres y cordones, y fijando en 20 horas el de las ba-

rras de 15 mm de diámetro.



Fig.1.- Ensayo FIP de corrosión bajo tensión.

3. EFECTOS DEL CRITERIO DE ACEPTACIÓN

En el proceso de corrosión bajo tensión con fragilización por hidrógeno del ensayo FIP intervienen de modo determinante factores de naturaleza esencialmente aleatoria como los defectos superficiales del acero [9] y las tensiones residuales [10], surgidos en las distintas fases de fabricación del acero de pretensado, e incluso presentes en el acero empleado como materia prima. De ahí que para un acero dado, tanto el tiempo de rotura medido en el ensayo FIP como el resultado de aplicar los criterios normativos de aceptación o rechazo sean variables aleatorias, cuyas distribuciones probabilísticas están biunívocamente relacionadas.

En el caso de la normativa europea de alambres [8], la aceptación con muestras de tamaño mínimo (seis ensayos) requiere que los seis tiempos de rotura por una parte y los tres más altos por otra superen respectivamente valores umbrales \bar{U} y u de 2 y 5 horas. Esto equivale a que los estadísticos de orden de la muestra primero y cuarto, $T_{1:6}$ y $T_{4:6}$ (los tiempos de rotura que ocupan tales lugares cuando los seis que componen la muestra se ordenan de menor a mayor), superen los umbrales \bar{U} y u , respectivamente. La función de probabilidad conjunta de estos dos estadísticos está determinada por la función de probabilidad $P(t)$ del tiempo de rotura T o por su complementaria $\bar{P}(t)$:

$$P(t)=Pr[T \leq t] \quad \bar{P}(t)=1-P(t)=Pr[T > t] \quad (1)$$

$$P(\infty)=1=\bar{P}(0) \quad P(0)=0=\bar{P}(\infty) \quad (2)$$

La relación entre ambas funciones se determina con facilidad contemplando la aplicación del criterio de aceptación a una serie de seis ensayos como un experimento aleatorio con tres resultados posibles y excluyentes, pero no igualmente probables, que se repite 6 veces (Fig. 2).

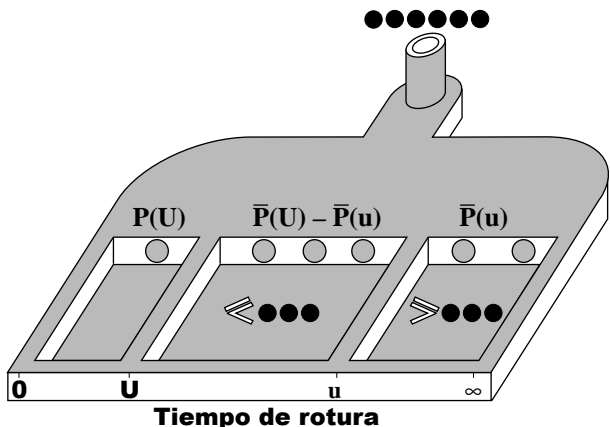


Fig.2.– Descripción del criterio de aceptación del acero de pretensado en términos probabilísticos.

El experimento es el ensayo FIP y los tres resultados posibles son que el tiempo de rotura sea inferior al umbral de aceptación U , superior al umbral de aceptación u , o esté comprendido entre ambos. Las probabilidades respectivas de estos tres resultados son $\bar{P}(U)$, $\bar{P}(u)$ y la diferencia de la unidad con la suma de las dos anteriores $\bar{P}(U) - \bar{P}(u)$. La aceptación del acero requiere que ninguno de los seis tiempos de rotura sea del primer tipo y que al menos tres sean del segundo, luego podrá haber entre ninguno y tres del tercer tipo. Las distintas combinaciones de repeticiones de cada resultado posible en los seis ensayos constituyen resultados particulares de la distribución trinomial, de cuya función de probabilidad [11] se deduce directamente la probabilidad de aceptación p de un acero de pretensado con los resultados de seis ensayos FIP:

$$p = Pr[T_{1:6} > U, T_{4:6} > u]$$

$$= \sum_{i=3}^{i=6} \frac{6!}{0!(6-i)!i!} P^0(U) [\bar{P}(U) - \bar{P}(u)]^{6-i} \bar{P}^i(u) \quad (3)$$

$$= \bar{P}^3(u) \times [20\bar{P}^3(U) - 45\bar{P}^2(U)\bar{P}(u) + 36\bar{P}(U)\bar{P}^2(u) - 10\bar{P}^3(u)]$$

Este resultado proporciona la probabilidad de aceptación de un acero dado en términos de la función de probabilidad del tiempo de rotura del acero en el ensayo FIP, esto es, de la distribución probabilística que se obtendría realizando con el acero un número de ensayos indefinidamente grande. Recíprocamente, la igualdad (3) permite determinar el valor del umbral U para valores dados de la probabilidad de aceptación p y del umbral u . La ecuación

que resulta en $\bar{P}(U)$ es cúbica y tiene solución explícita:

$$\bar{P}(U) = \bar{P}(u) \times \left(\frac{\frac{3}{4} + \sqrt[3]{8p\bar{P}^{-6}(u) - 1 + \sqrt{[8p\bar{P}^{-6}(u) - 1]^2 + 5,4}}}{4\sqrt[3]{5}}}{3\sqrt[3]{5}} - \frac{20\sqrt[3]{8p\bar{P}^{-6}(u) - 1 + \sqrt{[8p\bar{P}^{-6}(u) - 1]^2 + 5,4}}}{4\sqrt[3]{5}} \right) \quad (4)$$

La función de probabilidad dada por (3) se reduce a la del estadístico $T_{4:6}$ cuando $U = 0$:

$$Pr[T_{1:6} > 0, T_{4:6} > u] = Pr[T_{4:6} > u] \quad (5)$$

$$= 20\bar{P}^3(u) - 45\bar{P}^4(u) + 36\bar{P}^5(u) - 10\bar{P}^6(u)$$

y a la del estadístico $T_{1:6}$ cuando $U = u$:

$$Pr[T_{1:6} > U, T_{4:6} > U] = Pr[T_{1:6} > U] = \bar{P}^6(U) \quad (6)$$

La valoración cuantitativa de estos resultados requiere conocer el tipo de distribución probabilística que sigue el tiempo de rotura para los alambres de pretensado, es decir, la estructura de la función $\bar{P}(t)$. No obstante, se puede extraer una primera conclusión válida para cualquier distribución probabilística del tiempo de rotura cuando los umbrales de aceptación U y u coinciden respectivamente con el valor mínimo Θ y la mediana (o percentil 50) θ del tiempo de rotura. En una serie ideal de ensayos indefinidamente extensa, el mínimo y la mediana muestral coincidirían con los de la población, es decir, con Θ y θ , y consecuentemente la serie siempre satisfaría el criterio de aceptación. Sin embargo, dado que

$$U = \Theta \Rightarrow \bar{P}(U) = \bar{P}(\Theta) = Pr[T > \Theta] = 1$$

$$u = \theta \Rightarrow \bar{P}(u) = \bar{P}(\theta) = Pr[T > \theta] = 0,5 \quad (7)$$

la probabilidad de aceptación para una serie de seis ensayos según la ecuación (3) es:

$$Pr[T_{1:6} > \Theta, T_{4:6} > \theta] \quad (8)$$

$$= 0,5^3 [20 - 45 \cdot 0,5 + 36 \cdot 0,5^2 - 10 \cdot 0,5^2] = \frac{21}{32}$$

luego sólo el 66% de las series satisfarían el criterio de aceptación.

4. DISPERSIÓN DE RESULTADOS DE ENSAYO

La dispersión del tiempo de rotura de alambres de pretensado en el ensayo FIP ha sido estudiada con anterioridad desde el punto de vista probabilístico [12], llegándose a la conclusión de que la distribución gaussiana describe con buena aproximación la función de probabilidad del tiempo de rotura, aunque con desviaciones apreciables en las regiones extremas (tiempos de rotura muy bajos y muy altos).

La distribución gaussiana contiene dos parámetros de ajuste, pero no contempla la posibilidad de existencia de

un valor umbral Θ del tiempo de rotura, es decir, un límite inferior de la duración del ensayo. Esta característica de la distribución gaussiana podría explicar la desviación observada en la región de bajos tiempos de rotura, pero sobre todo es una seria limitación para su uso como modelo teórico, ante la importancia que la existencia de una duración umbral adquiere, en virtud del criterio de aceptación.

Debido a ello, se ha utilizado la serie de tiempos de rotura más amplia (152 ensayos) y más controlada de la referencia [12] para explorar otras distribuciones probabilísticas, en particular la distribución de Weibull truncada con umbral Θ , mediana θ y parámetro de forma m :

$$\Pr[T \leq t] = P(t) = \begin{cases} 0 & t \leq \Theta \\ 1 - 2^{-\left(\frac{t-\Theta}{\theta-\Theta}\right)^m} & t \geq \Theta \end{cases} \quad (9)$$

Estas tres constantes sustituyen a la media y a la desviación típica de la distribución gaussiana como parámetros a estimar a partir de las parejas de valores experimentales t_i y p_i (tiempo de rotura y probabilidad) disponibles, determinando esta última mediante fórmulas del tipo [13]:

$$p_i = \frac{i-0,3}{n+0,4} \quad (10)$$

donde i es el lugar que ocupa t_i entre las n medidas del tiempo de rotura ordenadas de menor a mayor. Para un valor dado del umbral de la distribución de Weibull puede aplicarse el mismo método de estimación con ella que con la de Gauss, consistente en formular la función de probabilidad como una relación lineal entre sendas funciones de los valores t de la variable aleatoria y p de la probabilidad, ajustar seguidamente los dos coeficientes de dicha relación por mínimos cuadrados, y por último emplear los valores resultantes para determinar los parámetros de la distribución. Cuando no se conoce el valor umbral se puede proceder por tanteos hasta optimizar la estimación [14]. En este trabajo, el criterio de optimización seguido ha sido el de maximizar el coeficiente de correlación de la regresión lineal, habiéndose obtenido los resultados que recoge la tabla 1.

Los ensayos de la referencia [12] empleados en los ajustes de la tabla 1 corresponden al alambre central de un cordón de 7 alambres de 1770 MPa de resistencia a tracción. Todas las probetas fueron suministradas por el mismo fabricante y ensayadas en el laboratorio del Metal Research Institute TNO, sin interrumpir ningún ensayo. Los ensayos de los aceros *TnE* y *TyE* corresponden respectivamente a los estados de un mismo alambre de pretensar de 5, 2 mm de diámetro anterior y posterior al tratamiento termomecánico final de estabilizado para eliminación de tensiones residuales. Estos ensayos han sido realizados en el transcurso de una investigación dirigida por el autor de este trabajo para Calidad Siderúrgica.

Tabla 1.- Ajuste de la función de probabilidad del tiempo de rotura.

ACERO	Número de ensayos	Tipo de distribución	Umbral Θ	Mediana θ	Parámetro de forma m	Coefficiente de correlación
Ref [12]	152	Gauss	0	5,0 h	-	0,982
		Weibull	0	4,8 h	2,44	0,988
			0,8 h	4,7 h	1,83	0,998
<i>TnE</i>	14	Gauss	0	1,9 h	-	0,969
		Weibull	1,3 h	1,8 h	1,19	0,980
<i>TyE</i>	17	Gauss	0	3,6 h	-	0,931
		Weibull	2,1 h	3,3 h	1,49	0,983

El elevado número de ensayos presentados en la referencia [12] permite comparar solventemente la bondad de las distribuciones de Gauss y de Weibull para describir cuantitativamente la dispersión de resultados del ensayo FIP. Los coeficientes de correlación de la tabla 1 indican que la distribución de Weibull sin umbral se ajusta ligeramente mejor a los valores experimentales que la distribución de Gauss, y que este ajuste mejora considerablemente cuando se añade el umbral como tercer parámetro de ajuste.

El ajuste de esta distribución a los aceros *TnE* y *TyE* con optimización del umbral según el criterio indicado es de menor calidad, como cabía esperar dada la diferencia del número de ensayos, pero aún así es alta y superior a la de la distribución de Gauss.

5. DISCUSIÓN

Los resultados obtenidos en el apartado anterior ponen de manifiesto las posibilidades de la distribución de Weibull truncada para describir cuantitativamente la función de probabilidad del tiempo de rotura del ensayo FIP, con valores del parámetro de forma que oscilan entre 1 y 2. El análisis iniciado en el apartado 3 sobre las implicaciones del criterio de aceptación puede completarse y profundizarse sobre la base de extender la validez de la distribución de Weibull a otros aceros de pretensado y de adoptar el parámetro de forma 1,5 como valor promedio. En efecto, para un acero dado de umbral Θ y mediana θ , las probabilidades $\bar{P}(U)$ y $\bar{P}(u)$ correspondientes a los umbrales de aceptación U y u vienen dadas por la ecuación (6) con $m = 1,5$

$$\bar{P}(U) = \begin{cases} 1 & U \leq \Theta \\ 2^{-\left(\frac{U-\Theta}{\theta-\Theta}\right)^{3/2}} & U \geq \Theta \end{cases} \quad (11)$$

$$\bar{P}(u) = \begin{cases} 1 & u \leq \Theta \\ 2^{-\left(\frac{u-\Theta}{\theta-\Theta}\right)^{3/2}} & u \geq \Theta \end{cases} \quad (12)$$

y pueden ser sustituidas en la ecuación (3) para obtener

la probabilidad de aceptación p en función de Θ y θ :

$$p = 20 \cdot 2^{-3\left(\frac{U-\theta}{\theta-\theta}\right)^{3/2}} - 3\left(\frac{u-\theta}{\theta-\theta}\right)^{3/2} - 45 \cdot 2^{-2\left(\frac{U-\theta}{\theta-\theta}\right)^{3/2} - 4\left(\frac{u-\theta}{\theta-\theta}\right)^{3/2}} + 36 \cdot 2^{-\left(\frac{U-\theta}{\theta-\theta}\right)^{3/2} - 5\left(\frac{u-\theta}{\theta-\theta}\right)^{3/2}} - 10 \cdot 2^{-6\left(\frac{U-\theta}{\theta-\theta}\right)^{3/2}} \quad (\Theta \leq U) \quad (13)$$

$$p = 20 \cdot 2^{-3\left(\frac{U-\theta}{\theta-\theta}\right)^{3/2}} - 45 \cdot 2^{-4\left(\frac{u-\theta}{\theta-\theta}\right)^{3/2}} + 36 \cdot 2^{-5\left(\frac{u-\theta}{\theta-\theta}\right)^{3/2}} - 10 \cdot 2^{-6\left(\frac{u-\theta}{\theta-\theta}\right)^{3/2}} \quad (U \leq \Theta \leq u) \quad (14)$$

$$p = 1 \quad (\Theta \geq u) \quad (15)$$

Esto permite construir un diagrama cartesiano de aceros de pretensado en las variables $\Theta-\theta$ para dibujar las curvas correspondientes a las familias de aceros con igual probabilidad de aceptación. En la región del diagrama determinada por la condición $\Theta \geq u$ están los aceros que superan los dos umbrales de aceptación en cualquier ensayo FIP, y consecuentemente cumplen los criterios de aceptación sea cual sea el número de ensayos de la serie a la que se apliquen los criterios. En la figura 3 puede verse la región $\Theta \geq U$ y $\theta \geq u$, donde se encuentran los aceros que superan con certeza los umbrales de aceptación si el número de ensayos es indefinidamente grande, El resto del diagrama representa los aceros que serían rechazados con certeza en series de ese tipo por no superar el umbral de aceptación respectivo, bien el mínimo de la serie ($\Theta < U$), bien la mediana de la serie ($\theta < u$), o bien ambos.

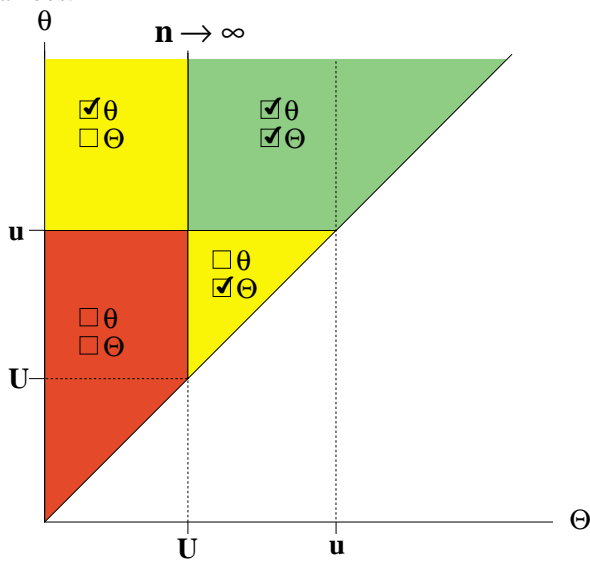


Fig.3.- Diagrama de aceptación o rechazo del acero de pretensado para gran número de ensayos FIP.

En el caso los aceros con $U \leq \Theta \leq u$, las curvas de igual probabilidad de aceptación para series de seis ensayos se transforman en rectas del haz con vértice en (u, u) , de acuerdo con la ecuación (14). En la figura 4 se han dibujado estas curvas para los percentiles 10, 30, 50, 70, 90, 98 y 99 de la probabilidad de aceptación, y para el valor 2,5 adoptado por la normativa europea [8] para el cociente u/U entre los umbrales. La curva que pasa por el punto (U, u) corresponde a la probabilidad de aceptación de 21/32 (65,6%) en virtud de la ecuación (3),

toda vez que $\bar{P}(U) = 1$ y $\bar{P}(u) = 1/2$ cuando los umbrales de aceptación U y u coinciden respectivamente con el umbral Θ y la mediana θ del acero. Este dato es independiente del tipo de distribución que describe la dispersión del tiempo de rotura, y unido a la posición que ocupan las curvas respecto a las zonas de aceptación y rechazo para series de gran número de ensayos, pone de manifiesto que sólo entre los aceros que cumplen los criterios de aceptación más de 65 veces de cada 100 en series de seis ensayos, es posible encontrar alguno que las cumpla en series de gran número de ensayos.

Otra circunstancia que revela la figura 4 es que los aceros con igual probabilidad de aceptación en series de seis ensayos, cuando esta supera el 65%, quedan divididos en dos grupos según que el umbral Θ del acero sea mayor o menor que el umbral de aceptación U : si los criterios de aceptación se aplican a series de gran número de ensayos los primeros las cumplirían y serían aceptados, pero los segundos serían rechazados por incumplirlas. Las series de seis ensayos no permiten discriminar entre estos dos grupos de aceros.

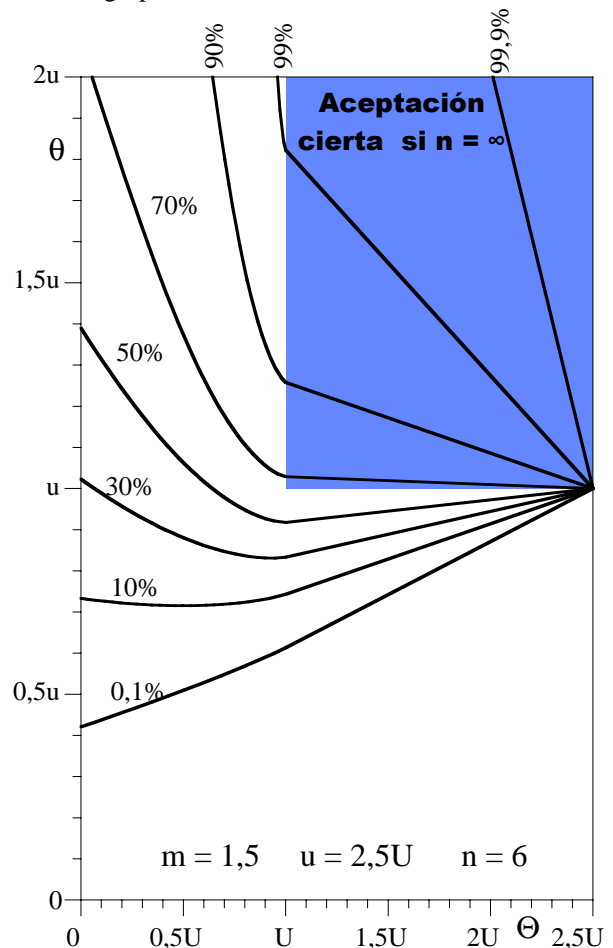


Fig.4.- Familias de aceros de pretensado con igual probabilidad de aceptación.

Por otra parte, la rama descendente que exhiben las curvas en el intervalo $0 \leq \Theta \leq U$ se hace más abrupta cuanto mayor es el valor de la probabilidad de aceptación.

Esto significa que pequeñas reducciones del umbral Θ del acero deben compensarse con fuertes incrementos de la mediana θ para mantener la probabilidad de aceptación, siendo la desproporción mayor a medida que lo es la probabilidad. Por tanto, para incrementar esta probabilidad en aceros con umbral inferior al de aceptación, serían más efectivas las medidas de mejora dirigidas a elevar el umbral del acero que su mediana.

6. CONCLUSIONES

El análisis estadístico realizado con datos experimentales de distinta procedencia indica que la distribución de Weibull truncada describe con mayor fidelidad que la distribución gaussiana la dispersión que presenta el tiempo de rotura del ensayo FIP en aceros de pretensado. La consecuencia más importante de esta observación es la existencia de un valor umbral del tiempo de rotura para cada acero, de manera que la duración de los ensayos FIP del acero podría aproximarse indefinidamente al valor umbral, pero siendo siempre superior.

La distribución de Weibull truncada permite atribuir un nuevo significado a los dos umbrales de aceptación mediante los cuales la normativa limita la sensibilidad del acero de pretensado a la corrosión bajo tensión. La media o la mediana muestrales coinciden con las de la población cuando el tamaño de la muestra crece indefinidamente, y por tanto cualquier limitación impuesta a las primeras puede considerarse una aproximación de orden práctico para imponer la misma limitación a las segundas. Sin embargo, esto no sucede con el umbral de aceptación del mínimo muestral a menos que la variable aleatoria a su vez tenga un valor umbral, con probabilidad nula de adoptar valores inferiores. En ese caso el mínimo muestral coincide con el valor umbral del acero para muestras de tamaño indefinidamente grande, pero en caso contrario no se identifica con ninguna característica poblacional. El significado así adquirido es especialmente importante para un criterio de aceptación basado en una propiedad del material que no interviene directamente en diseño.

Los significados atribuidos a los umbrales de aceptación proporcionan una referencia comparativa para valorar en términos probabilísticos el criterio de aceptación cuando se aplica sobre muestras de seis ensayos. Los valores de la probabilidad de aceptación obtenidos ponen de relieve una disparidad significativa entre los resultados de aplicar el criterio a muestras de tamaño o a muestras idealmente grandes. Aceros que en el segundo caso serían rechazados siempre pueden llegar a contar con una posibilidad de aceptación del 65% en el primer caso.

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo es parte del proyecto de investigación *Durabilidad de armaduras activas en estructuras de hormigón pretensado*, financiado por el Ministerio de Fomento en su convocatoria de 2003. El autor agradece a D. Luis del Pozo su generosa colaboración y a CALIDAD SIDERURGICA las facilidades dadas para la utilización pública de resultados de ensayos.

migón pretensado, financiado por el Ministerio de Fomento en su convocatoria de 2003. El autor agradece a D. Luis del Pozo su generosa colaboración y a CALIDAD SIDERURGICA las facilidades dadas para la utilización pública de resultados de ensayos.

REFERENCIAS

- [1] Leonhardt, F "Hormigón Pretensado" Instituto de Ciencias de la Construcción Eduardo Torroja, Madrid (1977).
- [2] Elices, M. "Problemas de corrosión bajo tensión en el hormigón pretensado" Revista Iberoamericana de Corrosión y Protección, **14**, 21-33 (1983).
- [3] Elices, M. "Patología y terapéutica de las armaduras activas en el hormigón pretensado" Informes de la Construcción, **396**, 1-18 (1988).
- [4] Comisión Permanente del Hormigón "Instrucción de Hormigón Estructural (EHE): art. 37.4.1" Ministerio de Fomento (1998).
- [5] Comité Europeo de Normalización "ENV 1992: Proyecto de Estructuras de Hormigón (Eurocódigo 2): art. 3.3.5.3" CEN, Bruselas (1992).
- [6] ISO "Norma ISO 15630-3: Steel for the reinforcement and prestressing of concrete-Test methods" ISO (2002).
- [7] UNE "Norma UNE 36464: Armaduras de hormigón pretensado-Ensayo de fragilización por hidrógeno-Método del tiocianato amónico" AENOR (1986).
- [8] Comité Europeo de Normalización "prEN 10183: Prestressing Steels-Parts 1 to 4" CEN, Bruselas (2005).
- [9] Valiente, A. y Olivares, M. A. "Profundidad de defectos superficiales en aceros de pretensado" Anales de Mecánica de la Fractura, **22**, 203-208 (2005)
- [10] Atienza J.M., Elices M.y Ruiz J. "Influencia de las tensiones residuales en la corrosión bajo tensión de los aceros de pretensado" Hormigón y Acero, **235**, 91-99 (2005).
- [11] Ríos, S. "Métodos estadísticos", Ediciones Del Castillo, Madrid (1977).
- [12] Binnekamp, D. C. y Etienne, C. F. "Statistical evaluation of a large number of stress corrosion tests according to the FIP procedure" en Stress Corrosion of Prestressing Steel (Third Symposium FIP), M. Elices y V. Sánchez Gálvez, ed., El Escorial, Spain (1981).
- [13] ASTM Standard E1921-97 "Determination of Reference Temperature T_0 for Ferritic Steels in the Transition Range" American Society of Testing and Materials, Philadelphia (1997).
- [14] Castillo, E. "Extreme value theory in engineering", Academic Press, (1988).