

EL METODO DE SIMULACION Y LA RESISTENCIA CARACTERISTICA DEL HORMIGON (*)

Por VALENTIN MARTIN JADRAQUE
 Doctor Ingeniero de Caminos, Canales y Puertos

(Continuación)

4. CURVAS DE EFICACIA

Para finalizar este estudio se aborda a continuación el estudio de las curvas de eficacia, es decir, el cálculo de las probabilidades de aceptar o rechazar hormigones aceptables o no aceptables (riesgo del comprador y vendedor).

Para ello, llamaremos σ'_{bk} a la resistencia nominal característica, es decir, la especificada en el proyecto.

A) Caso de hormigones no aceptables (rechazables).

Teóricamente, un hormigón, con distribución de resistencia, x , a rotura por compresión $N(\mu, \sigma)$, deberá ser *no aceptable* cuando su resistencia característica $R'_{bk} = \mu - 1,645 \cdot \sigma$, sea menor que σ'_{bk} ($R'_{bk} < \sigma'_{bk}$).

Sea, por tanto, $R'_{bk} = \frac{p}{100} \cdot \sigma'_{bk}$ ($0 < p < 100$).

A.1. Probabilidad ω_1 de aceptar un hormigón rechazable.

Dada la muestra de extensión $2 \cdot N$:

$$x_1 \leq x_2 \leq x_3 \leq \dots \leq x_{N-1} \leq x_N \leq \dots \leq x_{2N}$$

y siendo:

$$R(x_1, x_2, \dots, x_{N-1}, x_N) = 2 \cdot \left(\frac{x_1 + x_2 + \dots + x_{N-1}}{N-1} \right) - x_N$$

el estimador de la resistencia característica R'_{bk} , la probabilidad de aceptar un hormigón rechazable viene dada por el área ω_1 sombreada en la figura:

$$\begin{aligned} \omega_1 &= \text{Prob}(R \geq \sigma'_{bk}) = \text{Prob}(2 \cdot R_{N-1} - x_N \geq \sigma'_{bk}) = \text{Prob}[z \cdot (2 \cdot R_{N-1}^* - z_N) + \mu \geq \sigma'_{bk}] = \\ &= \text{Prob}(z \cdot R^* + \mu \geq \sigma'_{bk}) \end{aligned}$$

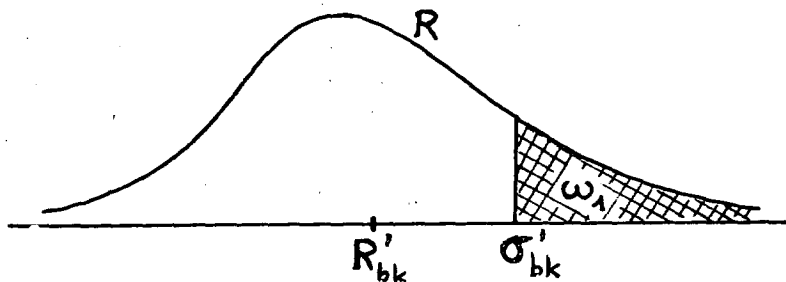


Figura 2.

(*) Se admiten comentarios sobre el presente artículo, que pueden remitirse a la Redacción de esta Revista hasta el 30 de septiembre de 1971.

CUADRO 8.

Valores de $\omega_1 =$ Probabilidad de aceptar hormigones rechazables ($R'_{bk} < \sigma'_{bk}$).

$$\omega_1 = 1 - F^* \left[\frac{100 - p}{p \cdot V} + \frac{164,5}{p} \right]$$

Tamaño de la muestra 2 . N	Coeficiente de variación. V	$p = \frac{100 \cdot R'_{bk}}{\sigma'_{bk}}$							
		100	95	90	85	80	75	70	60
6	0,10	0,51	0,29	0,11	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00
	0,15	0,51	0,38	0,24	0,12	0,04	0,01	0,00	0,00
	0,20	0,51	0,42	0,32	0,22	0,13	0,06	0,02	0,00
	0,25	0,51	0,44	0,38	0,30	0,22	0,15	0,09	0,01
12	0,10	0,51	0,20	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	0,15	0,51	0,31	0,24	0,04	0,01	0,00	0,00	0,00
	0,20	0,51	0,38	0,15	0,13	0,06	0,01	0,00	0,00
	0,25	0,51	0,42	0,32	0,22	0,13	0,06	0,02	0,00
18	0,10	0,53	0,15	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	0,15	0,53	0,28	0,10	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00
	0,20	0,53	0,35	0,20	0,08	0,02	0,00	0,00	0,00
	0,25	0,53	0,41	0,28	0,18	0,08	0,03	0,01	0,00

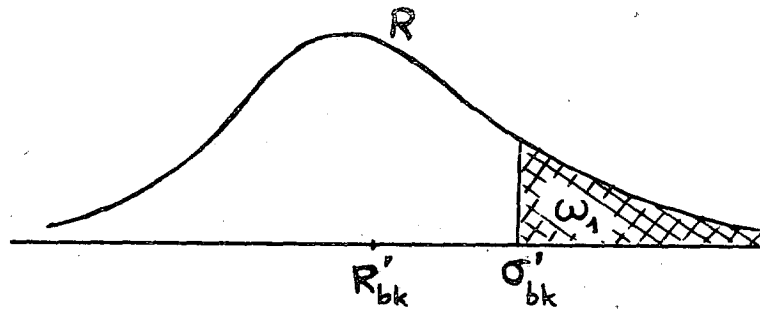


Figura 3.

siendo:

$$z_i = \frac{x_i - \mu}{\sigma}$$

$$R_{N-1}^* = 2 \cdot \left(\frac{z_1 + z_2 + \dots + z_{N-1}}{N-1} \right)$$

$$R^* = 2 \cdot R_{N-1}^* - z_N$$

$$\omega_1 = \text{Prob} \left(\sigma \cdot R^* + \mu \geq \frac{100}{p} \cdot R'_{bk} \right) = \text{Prob} \left(\sigma \cdot R^* + \mu \geq \frac{100}{p} \cdot (\mu - 1,645 \cdot \sigma) \right)$$

$$\omega_1 = \text{Prob} \left[R^* \geq \frac{100}{p} \cdot \left(\frac{\mu}{\sigma} - 1,645 \right) - \frac{\mu}{\sigma} \right]$$

Llamando $V = \frac{\sigma}{\mu}$ al coeficiente de variación se tiene:

$$\omega_1 = \text{Prob} \left[R^* \geq \frac{100}{p} \cdot \left(\frac{1}{V} - 1,645 \right) - \frac{1}{V} \right]$$

$$\omega_1 = 1 - F^* \left[\frac{100}{p} \cdot \left(\frac{1}{V} - 1,645 \right) - \frac{1}{V} \right] = 1 - F^* \left[\frac{100 - p}{p \cdot V} - \frac{164,5}{p} \right]$$

siendo $F^*(z)$ la función de distribución del estimador R^* y que se halla tabulada en el cuadro 4 para $2N = 6, 12$ y 18 .

En el cuadro 8 se tabula esta probabilidad ω_1 de aceptar hormigones rechazables para diferentes tamaños de muestra, diferentes p y diferentes coeficientes de variación V .

A.2. Probabilidad ω'_1 de rechazar un hormigón rechazable.

Será sencillamente $\omega'_1 = 1 - \omega_1$.

B) Caso de hormigones aceptables.

Un hormigón con distribución de resistencias, x , a rotura por compresión $N(\mu, \sigma)$, será *aceptable* cuando su resistencia característica $R'_{bk} = \mu - 1,645 \cdot \sigma$ sea mayor o igual que $\sigma'_{bk} \cdot (R'_{bk} \geq \sigma'_{bk})$.

Sea, por tanto, $R'_{bk} = \frac{p'}{100} \cdot \sigma'_{bk}$ ($p' \geq 100$).

B.1. Probabilidad ω_2 de rechazar un hormigón aceptable.

Dada la muestra de extensión $2N$:

$$x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_{N-1} \leq x_N \leq \dots \leq x_{2N}$$

y siendo:

$$R(x_1, x_2, \dots, x_{N-1}, x_N) = 2 \cdot \left(\frac{x_1 + x_2 + \dots + x_{N-1}}{N-1} \right) - x_N$$

CUADRO 9.

Valores de ω_2 = Probabilidad de rechazar hormigones aceptables ($R'_{bk} \geq \sigma'_{bk}$).

$$\omega_2 = F^* \left[- \left(\frac{p' - 100}{p' \cdot V} + \frac{164,5}{p'} \right) \right]$$

Tamaño de la muestra 2N	Coeficiente de variación V	$p' = \frac{100 \cdot R'_{bk}}{\sigma'_{bk}}$							
		100	105	110	115	120	125	130	140
6	0,10	0,49	0,31	0,19	0,12	0,07	0,04	0,03	0,01
	0,15	0,49	0,38	0,29	0,22	0,17	0,13	0,10	0,06
	0,20	0,49	0,42	0,36	0,30	0,25	0,22	0,19	0,14
	0,25	0,49	0,44	0,40	0,36	0,32	0,29	0,26	0,22
12	0,10	0,49	0,22	0,09	0,03	0,01	0,00	0,00	0,00
	0,15	0,49	0,31	0,20	0,12	0,07	0,04	0,02	0,01
	0,20	0,49	0,37	0,28	0,20	0,15	0,11	0,08	0,05
	0,25	0,49	0,41	0,34	0,28	0,23	0,19	0,16	0,11
18	0,10	0,47	0,16	0,04	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
	0,15	0,47	0,27	0,14	0,07	0,03	0,02	0,01	0,00
	0,20	0,47	0,33	0,22	0,15	0,09	0,06	0,04	0,02
	0,25	0,47	0,37	0,29	0,22	0,17	0,13	0,10	0,06

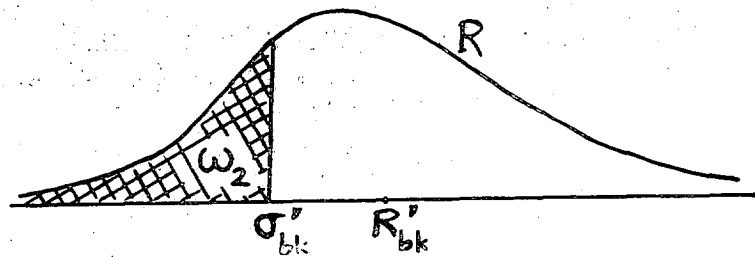


Figura 4.

el estimador de la resistencia característica R'_{bk} , la probabilidad de rechazar un hormigón aceptable viene dada por el área ω_2 sombreada en la figura.

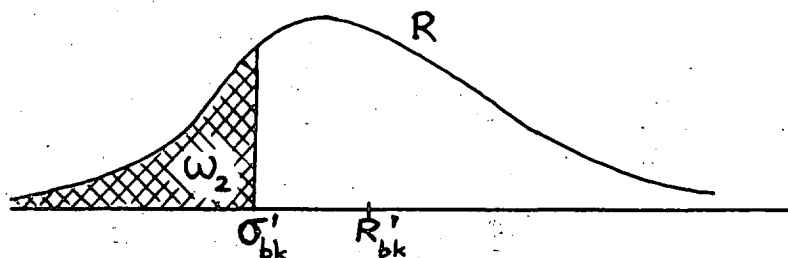


Figura 5.

$$\omega_2 = \text{Prob} (R \leq \sigma'_{bk}) = \text{Prob} (\sigma \cdot R^* + \mu \leq \sigma'_{bk})$$

$$\omega_2 = \text{Prob} \left(\sigma \cdot R^* + \mu \leq \frac{100}{p'} \cdot R'_{bk} \right) = \text{Prob} \left[\sigma \cdot R^* + \mu \leq \frac{100}{p'} \cdot (\mu - 1,645 \cdot \sigma) \right]$$

$$\omega_2 = \text{Prob} \left[R^* \leq \frac{100}{p'} \cdot \left(\frac{\mu}{\sigma} - 1,645 \right) - \frac{\mu}{\sigma} \right]$$

Llamando $V = \frac{\sigma}{\mu}$ al coeficiente de variación se tiene:

$$\omega_2 = \text{Prob} \left[R^* \leq \frac{100}{p'} \cdot \left(\frac{1}{V} - 1,645 \right) - \frac{1}{V} \right]$$

$$\omega_2 = F^* \left[\frac{100}{p'} \cdot \left(\frac{1}{V} - 1,645 \right) - \frac{1}{V} \right] = F^* \left[- \left(\frac{p' - 100}{p' \cdot V} + \frac{164,5}{p'} \right) \right]$$

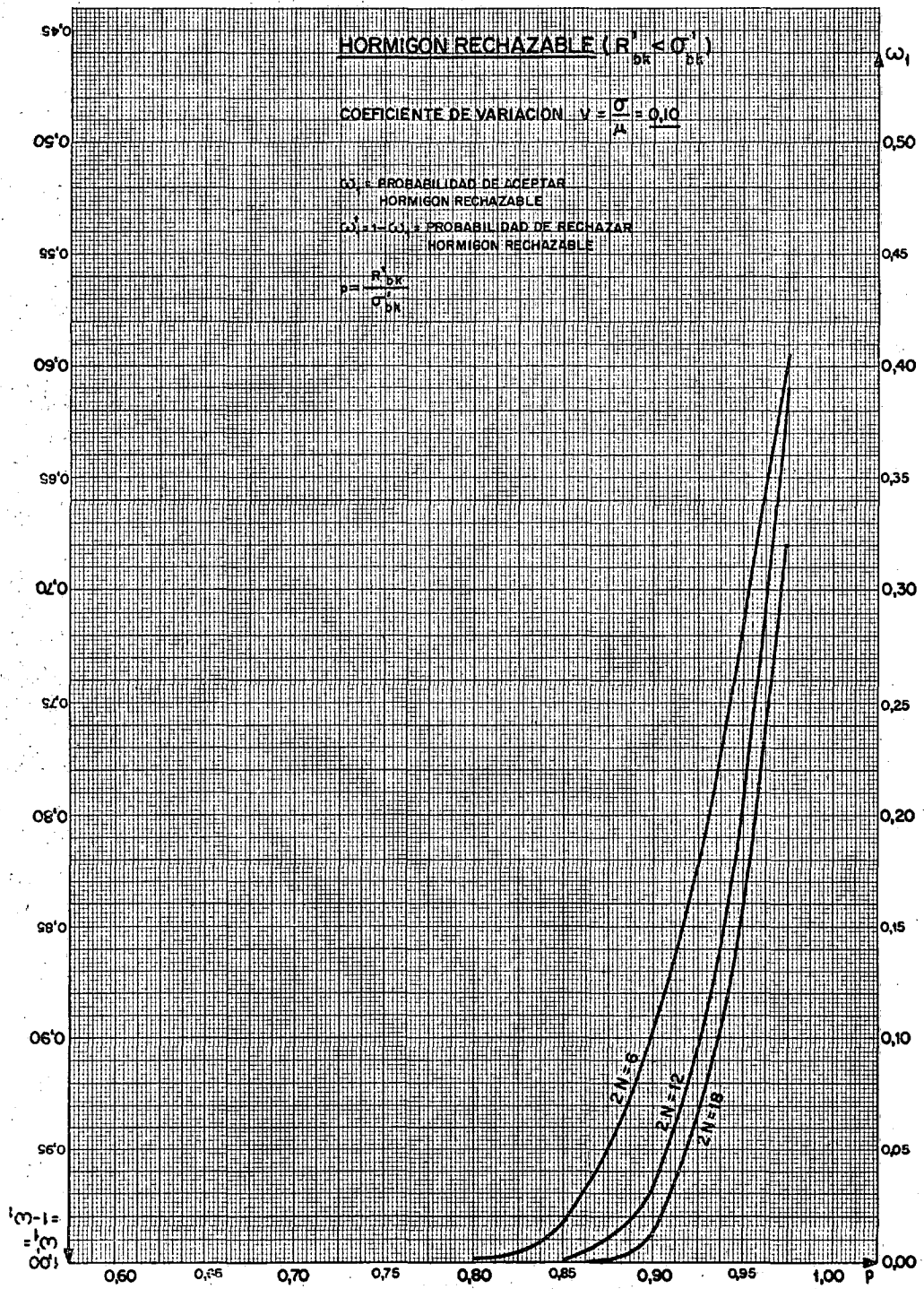
siendo $F^*(z)$ la función de distribución del estimador R^* y que está tabulada en el cuadro 4 para $2N = 6, 12$ y 18 .

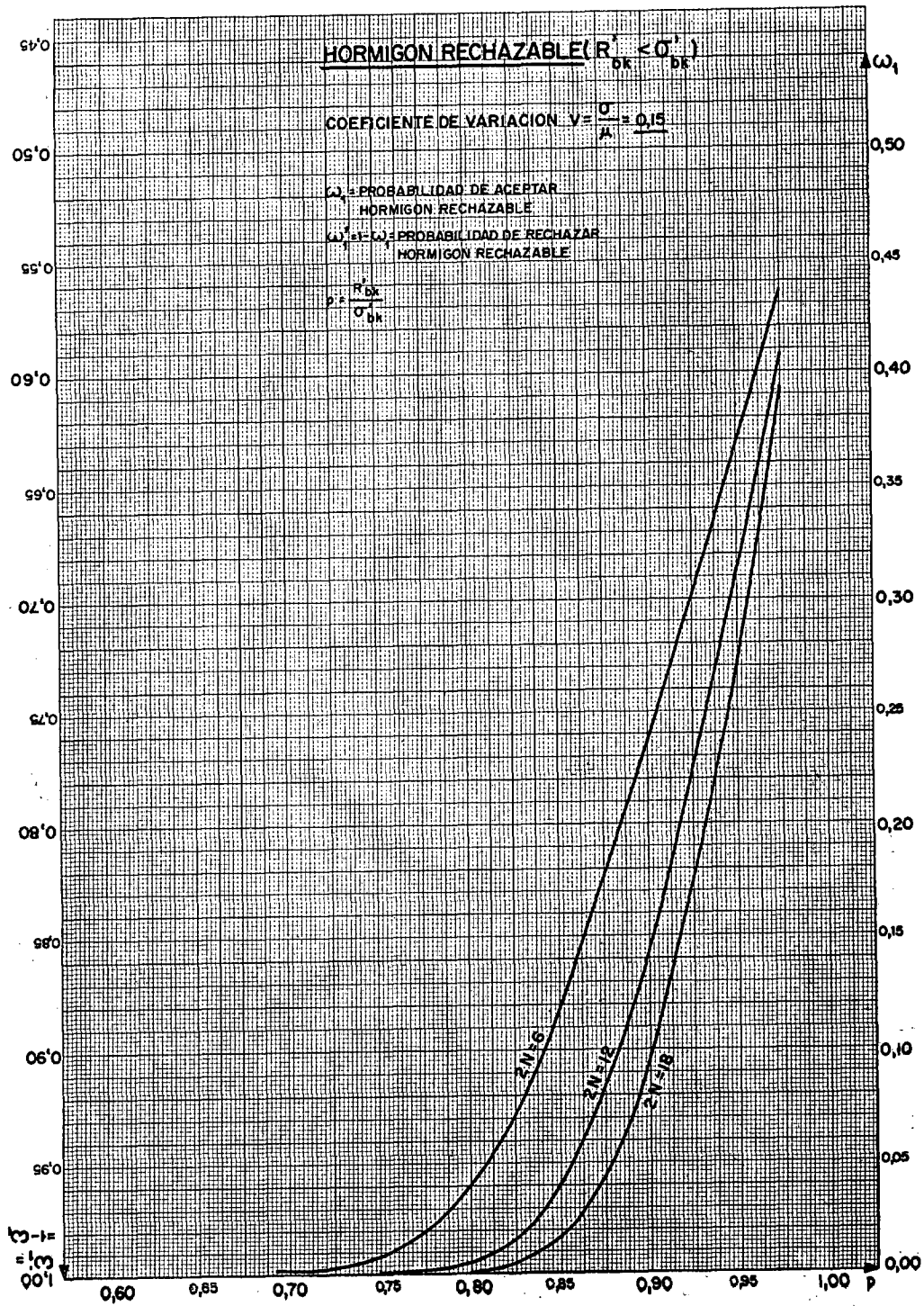
En el cuadro 9 se tabula esta probabilidad ω_2 de rechazar un hormigón aceptable, para diferentes tamaños de la muestra, diferentes p' y diferentes coeficientes de variación V .

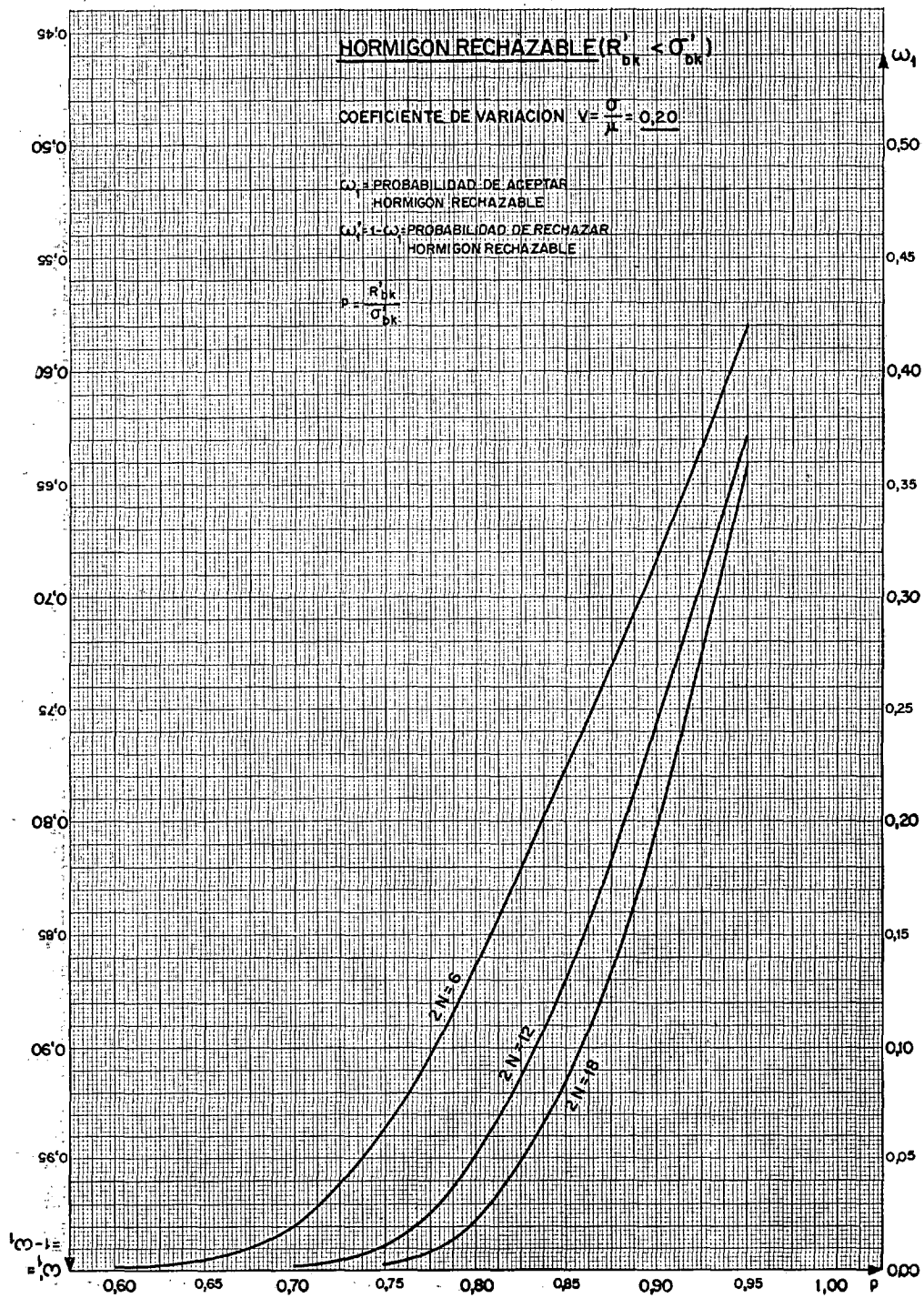
B.2. Probabilidad ω'_2 de aceptar un hormigón aceptable.

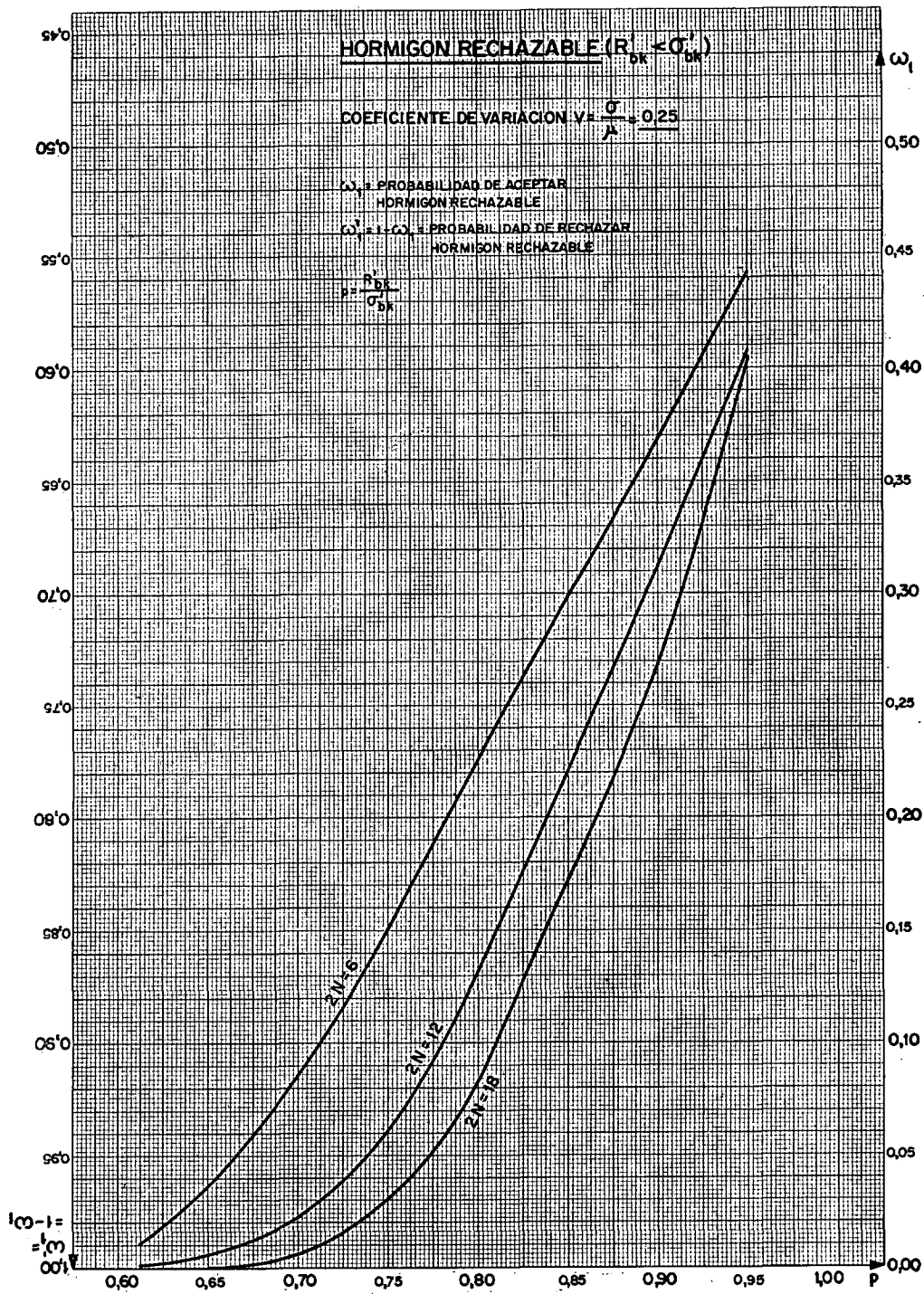
Será sencillamente $\omega'_2 = 1 - \omega_2$.

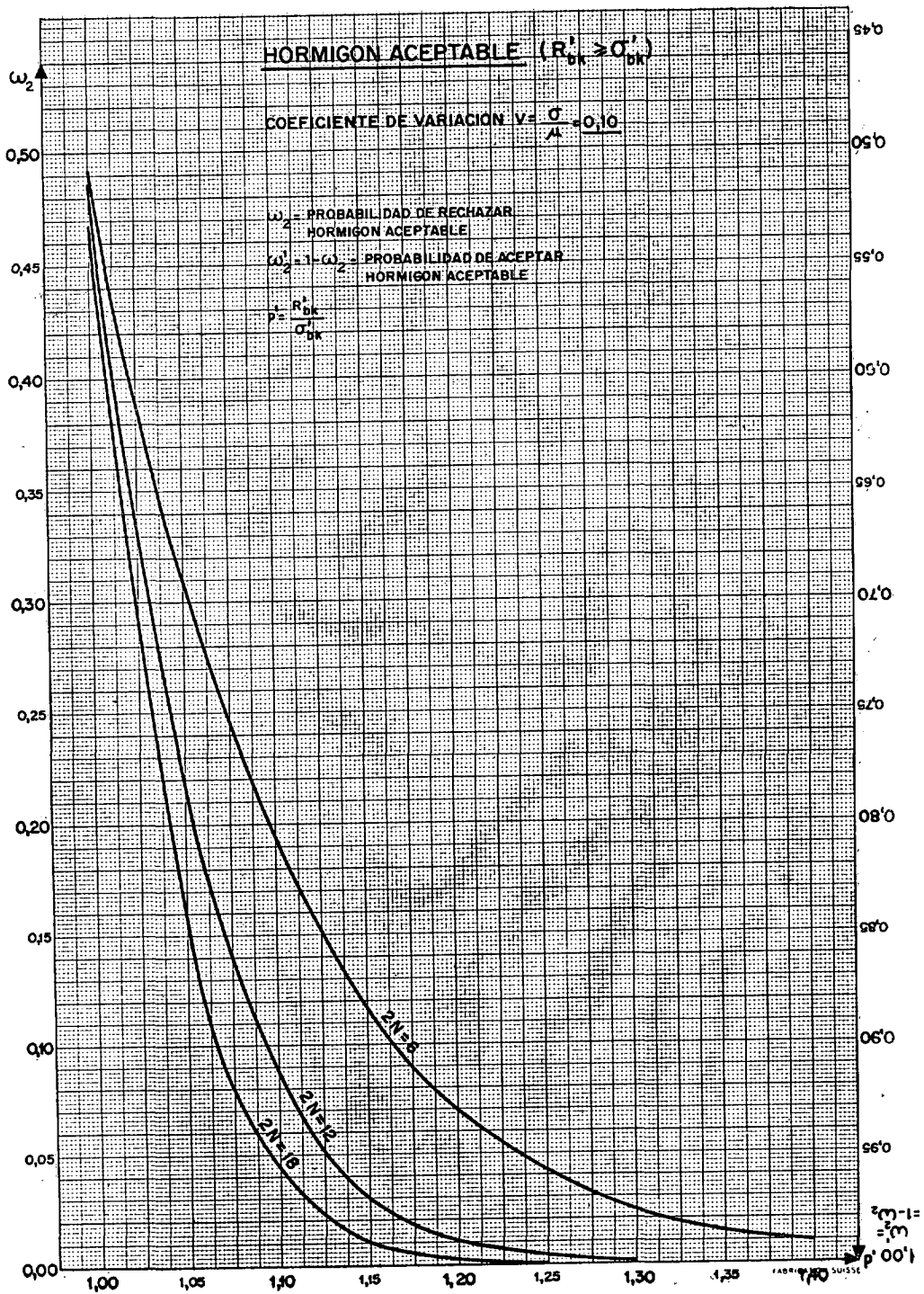
En las figuras adjuntas se representan las curvas de eficacia correspondientes a los cuadros 8 y 9.

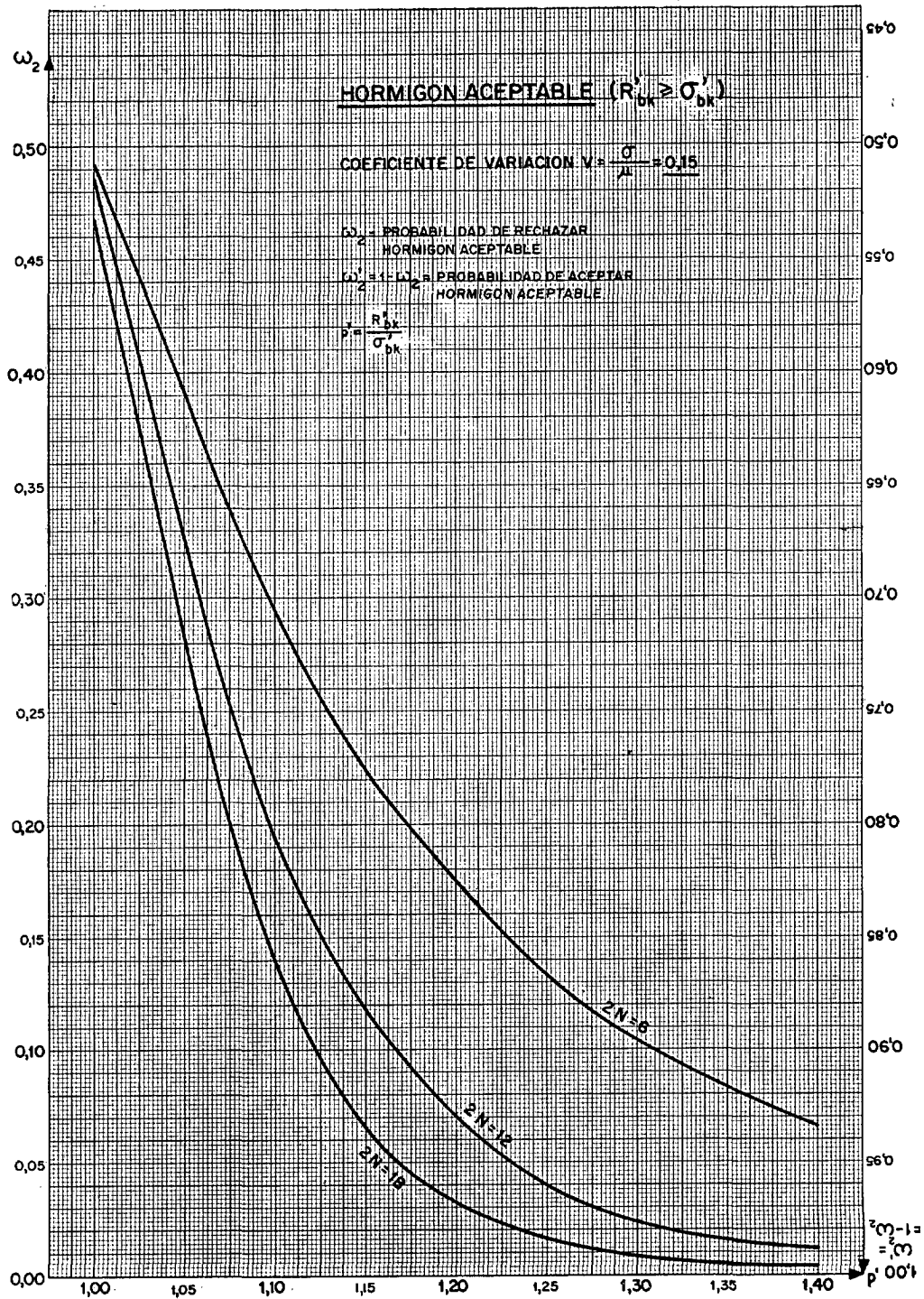


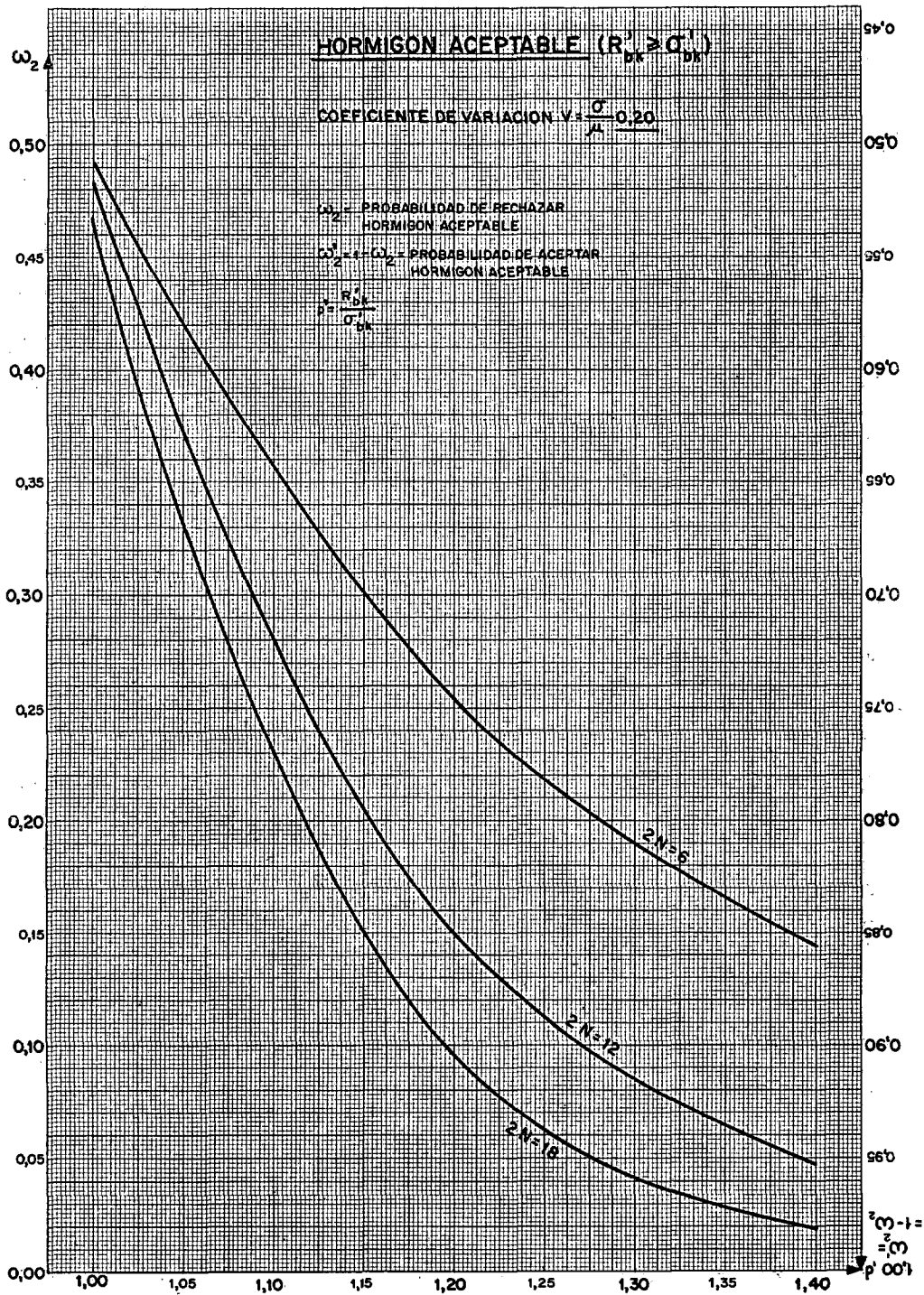


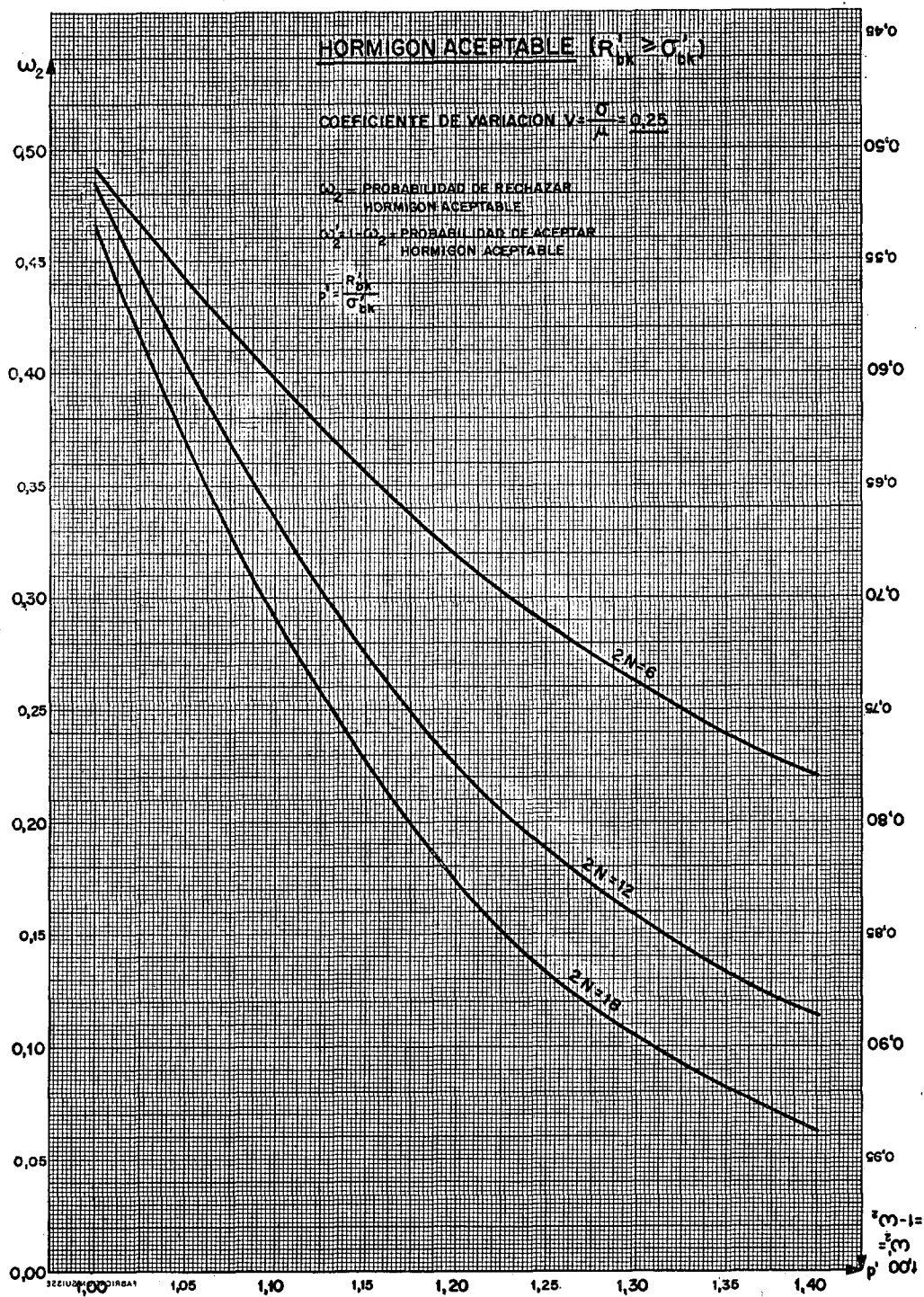












5. OTRO ESTIMADOR DE LA RESISTENCIA CARACTERISTICA

Supuesto que la distribución de resistencias, x , de rotura por compresión es una variable aleatoria $N(\mu, \sigma)$, hemos visto en el estimador anterior cómo la resistencia característica $R'_{bk} = \mu - 1,645 \cdot \sigma$ era prácticamente la media y la mediana del estimador. ($F(R'_{bk}) \approx 0,5$).

Supuesta una muestra de extensión $n(x_1, x_2, \dots, x_n)$, vamos a definir un estimador $R(x_1, x_2, \dots, x_n)$ de la resistencia característica $R'_{bk} = \mu - 1,645 \cdot \sigma$ de la siguiente forma:

$$R(x_1, x_2, \dots, x_n) = k_n \cdot x_{\min}$$

siendo:

$$x_{\min} = \text{mínimo de } (x_1, x_2, \dots, x_n)$$

y con la condición de que:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(R \geq R'_{bk}) &= \text{Prob}(k_n \cdot x_{\min} \geq \mu - 1,645 \cdot \sigma) = 0,5 \\ 0,5 &= \text{Prob}(k_n \cdot x_{\min} \geq \mu - 1,645 \cdot \sigma) = \text{Prob}\left(x_{\min} \geq \frac{\mu - 1,645 \cdot \sigma}{k_n}\right) = \\ &= \text{Prob}\left(x_1 \geq \frac{\mu - 1,645 \cdot \sigma}{k_n}\right) \cdot \text{Prob}\left(x_2 \geq \frac{\mu - 1,645 \cdot \sigma}{k_n}\right) \dots \text{Prob}\left(x_n \geq \frac{\mu - 1,645 \cdot \sigma}{k_n}\right) \\ 0,5 &= \left[1 - \Phi_1\left(\frac{\mu - 1,645 \cdot \sigma}{k_n}\right)\right]^n \end{aligned}$$

siendo $\Phi_1(y)$ la función de distribución de la normal $N(\mu, \sigma)$:

$$\begin{aligned} \Phi_1\left(\frac{\mu - 1,645 \cdot \sigma}{k_n}\right) &= 1 - \frac{1}{\frac{n}{\sqrt{2}}} \\ \Phi_1\left(\frac{\mu - 1,645 \cdot \sigma}{k_n}\right) &= \Phi\left(\frac{\mu - 1,645 \cdot \sigma}{k_n \cdot \sigma} - \frac{\mu}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

siendo $\Phi(t)$ la función de distribución de la $N(0,1)$.

Por tanto, si llamamos $V = \frac{\sigma}{\mu}$ al coeficiente de variación tenemos:

$$\begin{aligned} \Phi\left(\frac{\frac{1}{V} - 1,645}{k_n} - \frac{1}{V}\right) &= 1 - \frac{1}{\frac{n}{\sqrt{2}}} \\ \Phi\left[\frac{1}{V} \cdot \left(\frac{1 - 1,645 \cdot V}{k_n} - 1\right)\right] &= 1 - \frac{1}{\frac{n}{\sqrt{2}}} \end{aligned}$$

En el cuadro 10 se especifican los diferentes valores de k_n según la extensión n de la muestra para los diferentes valores V del coeficiente de variación.

CUADRO 10.

Valores de k_n

Extensión de la muestra n	Coeficiente de variación V			
	0,10	0,15	0,20	0,25
2	0,884	0,820	0,753	0,682
3	0,910	0,859	0,803	0,741
4	0,928	0,886	0,838	0,784
5	0,942	0,907	0,867	0,820
6	0,953	0,924	0,890	0,850
7	0,962	0,938	0,910	0,877
8	0,970	0,951	0,928	0,900
10	0,983	0,972	0,958	0,942
12	0,993	0,989	0,984	0,976
14	1,002	1,004	1,005	1,008
16	1,009	1,016	1,024	1,035
18	1,016	1,027	1,041	1,059