UNIVERSIDAD POLITÉCNICA DE MADRID
ESCUELA TÉCNICA SUPERIOR DE INGENIEROS DE
CAMINOS, CANALES Y PUERTOS

CRITERIOS PARA LA MODIFICACIÓN DE LOS COEFICIENTES PARCIALES EMPLEADOS EN LA EVALUACIÓN DE ESTRUCTURAS EXISTENTES

TESIS DOCTORAL

Carlos Paul LARA SARACHE

Ingeniero Civil / Master of Science, VNTU Vinnitsa, Ucrania

Madrid, UPM
2020

DOCTORADO EN INGENIERÍA DE ESTRUCTURAS, CIMENTACIONES Y
MATERIALES

ESCUELA TÉCNICA SUPERIOR DE INGENIEROS DE
CAMINOS, CANALES Y PUERTOS

CRITERIOS PARA LA MODIFICACIÓN DE LOS COEFICIENTES PARCIALES EMPLEADOS EN LA EVALUACIÓN DE ESTRUCTURAS EXISTENTES

TESIS DOCTORAL

Autor

Carlos Paul LARA SARACHE

Ingeniero Civil / Master of Science, VNTU Vinnitsa, Ucrania

Directores

Peter TANNER

Doctor Ingeniero de Caminos, Canales y Puertos

Carlos ZANUY SÁNCHEZ

Doctor Ingeniero de Caminos, Canales y Puertos

Madrid, UPM
2020

TESIS DOCTORAL

CRITERIOS PARA LA MODIFICACIÓN DE LOS COEFICIENTES PARCIALES EMPLEADOS EN LA EVALUACIÓN DE ESTRUCTURAS EXISTENTES

Carlos Paul LARA SARACHE

Ingeniero Civil / Master of Science, VNTU Vinnitsa, Ucrania

Tribunal nombrado por el Magnífico y Excelentísimo Sr. Rector de la Universidad Politécnica de Madrid, el día de de 20.... para juzgar la Tesis Doctoral arriba citada, compuesto de la siguiente manera:

Presidente/a:

Vocal:

Vocal:

Vocal:

Vocal Secretario/a:

Acuerda otorgarle la calificación de:

El/La Presidente/a

El/La Secretario/a

Los Vocales

Madrid a de de 2020

Resumen

Los principios generales de la fiabilidad estructural, establecidos en las normas modernas para el proyecto de las estructuras de nueva construcción (por ejemplo, el Eurocódigo), también son de aplicación para la evaluación de las estructuras existentes. Sin embargo, existen diferencias importantes entre evaluar y proyectar. La diferencia fundamental radica en el estado de la información. En el dimensionado de nuevas estructuras generalmente es necesario adoptar valores conservadores para las variables básicas, y también es típico emplear modelos conservadores para el análisis estructural. Por este motivo, la evaluación de las estructuras existentes sobre la base de los métodos destinados al proyecto estructural a menudo implica un alto grado de conservadurismo, con serias consecuencias económicas, ecológicas y sociopolíticas. Cuando se evalúa una estructura existe la oportunidad de obtener información actualizada acerca de la estructura y emplear modelos alternativos que representen de manera más precisa los estados límite que es necesario verificar. La manera más adecuada para eliminar el mencionado conservadurismo sería mediante análisis de tipo probabilista, poco habituales en la práctica de los ingenieros. Por otro lado, en la actualidad son escasas las herramientas disponibles que permitan abordar fácilmente los problemas relacionados con la evaluación de la fiabilidad de las estructuras existentes. Partiendo de esta situación, en la presente tesis doctoral se elabora una metodología que permite ajustar los coeficientes parciales para la verificación de la fiabilidad estructural, teniendo en cuenta la información actualizada sobre la estructura existente objeto de evaluación. El trabajo también aborda la influencia de la vida útil remanente de las estructuras existentes, que a menudo es más corta que la de las estructuras nuevas.

Abstract

General principles of structural reliability, established in modern standards for the design of new structures (e. g. the Eurocodes), can also be applied for the assessment of existing structures. However, there are important differences between assessing and designing. The main difference lies in the state of the information. In the design of new structures, it is generally necessary to use conservative values for basic variables, and it is typical to use conservative models for structural analysis. For this reason, the assessment of existing structures based on methods intended for the design of new structures often involves a high degree of conservatism, with serious economic, ecological, and socio-political consequences. When assessing an existing structure, there is an opportunity to obtain updated data regarding the structure and to use alternative structural analysis models that represent more accurately the limit states being assessed. The most appropriate way to overcome the aforementioned conservatism would be to conduct probabilistic analyses, which are rarely used by practising engineers. On the other hand, there are currently few available tools to easily address the problems related with the reliability assessment of existing structures. Considering this situation, a methodology that allows adjusting the partial factors for the verification of structural reliability, taking into account the updated information regarding the existing structure being assessed, has been developed in this work. This thesis also addresses the effect of the remaining working life of existing structures, which is often shorter than for new structures.

Agradecimientos

Quiero expresar mis más sinceros agradecimientos a todas las personas que de alguna manera han tenido que ver con esta tesis:

Al Dr. Peter Tanner, por darme la posibilidad de incorporarme al Instituto de Ciencias de la Construcción Eduardo Torroja, por animarme a llevar a cabo esta tesis y asumir su dirección, por su amistad y apoyo continuo, especialmente en los momentos difíciles, por los consejos e ideas transmitidas, y por todas las reuniones, conversaciones, y tertulias mantenidas durante todos los años de trabajo en equipo.

Al Dr. Carlos Zanuy Sánchez por aceptar dirigir esta tesis, por su dedicación y disposición a atenderme, por acogerme en el grupo de Ingeniería Estructural de la UPM y por el apoyo brindado durante el tiempo que estuve en el Laboratorio de Estructuras.

Al Instituto de Ciencias de la Construcción Eduardo Torroja, por las facilidades prestadas para el desarrollo de esta tesis.

A los Dres. Ramon Hingorani y Miguel Prieto, por su amistad, los años compartidos, las inagotables discusiones, desayunos, comidas, cenas, etc....

A los compañeros del IETCC. A los que se han ido Y a los que aún están: Ana de Diego, Filipe, Carlos V., Viviana, Elena, Sonia ... y todos aquellos con quienes he compartido mesa, y otras cosas... durante estos años.

A los compañeros del Laboratorio de Estructuras de la UPM que tan agradablemente me acogieron.

A los profesores del Departamento de Resistencia de Materiales y Estructuras de la ETSCCIP de la UPC, por sus enseñanzas durante los años de mis estudios en Barcelona, a Rosa, la secretaria del Departamento y a los compañeros con quienes compartí largas tertulias, discusiones y andanzas....

A la Agencia Española de Cooperación Internacional y a la Universidad Politécnica de Cataluña, por brindarme la oportunidad de venir a España y subvencionar parcialmente mis primeros años de estancia en Barcelona.

Por último, pero no por ello menos importante, a mi familia, por su apoyo, por su aliento y calor, y porque a pesar de la distancia siempre han estado ahí.... Un agradecimiento especial a Claudia, por su compañía y apoyo incondicional durante los años compartidos.

Índice

Resumen	7
Abstract	8
Agradecimientos	9
Índice	11
Notación	17
Mayúsculas latinas	17
Minúsculas latinas	21
Mayúsculas griegas	24
Minúsculas griegas	24
Capítulo 1. Introducción	31
1.1 Motivación	31
1.2 Antecedentes	34
1.3 Alcance	36
1.4 Objetivos	38
1.5 Organización de la tesis	38
Introducción	38
Evaluación de la seguridad estructural	39
Metodología e hipótesis	39
Herramientas prácticas	40
Coeficientes parciales y periodo de servicio futuro	40
Observaciones finales	41
Capítulo 2. Evaluación de la seguridad estructural	43
2.1 Introducción	43
2.1.1 Motivación	43
2.1.2 Contenido del capítulo	44
2.2 Tratamiento de las incertidumbres	44
2.2.1 Tipos de incertidumbre	44
2.2.2 Obtención de los datos	46

2.2.3 Selección de funciones de distribución	47
2.3 Conceptos básicos de fiabilidad estructural	47
2.3.1 Definición	47
2.3.2 El problema fundamental	49
2.3.3 Índice de fiabilidad de Cornell	50
2.4 Métodos de evaluación de la seguridad	51
2.4.1 Generalidades	51
2.4.2 Métodos de nivel I	51
2.4.3 Métodos de nivel II	52
2.4.4. Métodos de nivel III	54
2.5 Formatos de verificación de la seguridad	54
2.5.1 El método de los valores de cálculo	54
2.5.2 El método de los coeficientes parciales	56
2.6 Niveles de fiabilidad	60
2.6.1 Seguridad de las personas	60
2.6.2 Optimización económica	62
2.6.3 Índice de calidad de vida	62
2.6.4 Índice de fiabilidad	63
2.6.5 Niveles de fiabilidad admitidos en las normas de dimensionado	66
2.6.6 Índices de fiabilidad requeridos para estructuras existentes	69
2.7 Fiabilidad dependiente del tiempo	76
2.7.1 Problemática general	76
2.7.2 Problemas invariables en el tiempo	76
2.7.3 Transformación de problemas variables en problemas invariables en el tiempo	77
Capítulo 3. Evaluación de la fiabilidad de estructuras existentes	79
3.1 Introducción	79
3.1.1 Motivación	79
3.1.2 Contenido del capítulo	80
3.2 Procedimiento para la evaluación de una estructura existente	80
3.2.1 Generalidades	80
3.2.2 Evaluación por fases	81
3.3 Desarrollo de herramientas prácticas para la verificación de la fiabilidad mediante el método de los coeficientes parciales	83
3.4 Formato de coeficientes parciales para la evaluación.	85
3.4.1 Antecedentes	85

3.4.2 Boletín No. 80 de la <i>fib</i>	86
3.4.3 Especificación Técnica CEN/TS 17440	87
3.4.4 El Boletín 80 de la <i>fib</i> vs. la Especificación Técnica CEN/TS 17440	89
3.4.5 Propuesta de formato coeficientes parciales para la evaluación	89
3.5 Modelos probabilistas <i>a priori</i>	91
3.6 Estimación de la influencia de la variación de las variables en la fiabilidad estructural	93
3.7 Actualización de la información	94
3.7.1 Generalidades	94
3.7.2 Planificación	96
3.7.3 Sistema global	96
3.7.4 Acciones	97
3.7.5. Influencias ambientales	98
3.7.6 Resistencia	98
3.7.7 Evaluación de los ensayos y representación de los resultados	99
3.7.8 Actualización de la probabilidad de fallo	100
3.9 Observaciones finales	101
Capítulo 4. Metodología para la combinación de la información	103
4.1 Introducción	103
4.1.1 Generalidades	103
4.1.2 Contenido del capítulo	104
4.2 Enfoque bayesiano para la combinación de la información	104
4.3 Variables con distribución <i>a priori</i> Normal	106
4.3.1 Caso general	106
4.3.2 Media desconocida y desviación típica conocida	110
4.3.3 Media conocida y desviación típica desconocida	111
4.4 Variables con distribución <i>a priori</i> Lognormal	112
4.5 Variables con distribución <i>a priori</i> de valores extremos Tipo I (Gumbel)	114
4.6 Ejemplo de aplicación. Actualización del límite elástico del acero de armar	115
4.7 Observaciones finales	119

Capítulo 5. Coeficientes parciales para la evaluación de estructuras existentes	121
5.1 Introducción	121
5.2 Coeficientes parciales actualizados	121
5.2.1 Generalidades	121
5.2.2 Coeficientes parciales para las acciones	122
5.2.3 Coeficientes parciales para la resistencia	135
5.3 Procedimiento de evaluación con modelos actualizados	147
5.4 Aplicación de las representaciones gráficas de los coeficientes parciales	149
Capítulo 6. Vida útil remanente para las estructuras existentes	155
6.1 Introducción	155
6.2 Modelo para la carga de nieve para un periodo de referencia de un año	157
6.2.1 Generalidades	157
6.2.2 Deducción del modelo	158
6.2.3 Optimización del modelo	162
6.3 Sobrecarga de uso	167
6.3.1 Generalidades	167
6.3.2 Deducción de los parámetros	168
6.4 Coeficientes parciales y vida útil remanente	170
Capítulo 7. Observaciones finales	175
7.1 Introducción	175
7.2 Desarrollo y resultados	176
Evaluación de la seguridad estructural	176
Metodología	176
Herramientas prácticas	177
Coeficientes parciales y vida útil remanente	178
7.3 Conclusiones	178
7.4 Principales aportaciones	180
7.5 Trabajos futuros	181
Aspectos generales	181
Análisis no lineal. Coeficiente parcial global	182
Situaciones accidentales	182
Criterios económicos	182

Puentes	182
Procesos de deterioro	183
Referencias	185

Notación

Mayúsculas latinas

A	: altitud
A_s	: área de la sección de acero de armar
$A_{sk,a}$	: valor característico actualizado del área de la sección del acero de armar
A_0	: área de correlación de valor de la carga
A_1	: frecuencia anual de eventos con una o más víctimas mortales
C	: constante de normalización
C_e	: coeficiente de exposición
C_{tot}	: coste total en términos económicos
C_b	: coste económico del proyecto y de la ejecución
C_m	: coste económico esperado para inspección, mantenimiento y demolición
C_f	: coste económico asociado al fallo de un sistema
C_t	: coeficiente térmico
DF	: dominio de fallo
E	: efectos de las acciones sobre una estructura
E_a	: valor de verificación de los efectos de las acciones/influencias
E_d	: valor de cálculo de los efectos de las acciones/influencias
E_{nom}	: valor nominal de E
$F(...)$	: función de distribución acumulada de (...)
F_k	: valor característico de una acción o influencia
$F(n)$	: frecuencia anual de los eventos con n o más víctimas mortales
F_{ys}	: resistencia a tracción de la armadura pasiva
$F_{ysk,a}$	: valor característico actualizado de la resistencia a tracción de la armadura
G	: peso propio de un elemento estructural
$G_{k,j,a}$	: valor característico actualizado de las acciones permanentes
Ig	: función de distribución Gamma Inversa triparamétrica
L	: índice de calidad de vida
$L(...)$	: función de verosimilitud de una muestra
$L_{Q,max}$	: sobrecarga sostenida máxima
L_Q	: sobrecarga sostenida en un momento arbitrario
$L_{P,max}$	: sobrecarga transitoria máxima

L_P	: sobrecarga transitoria en un momento arbitrario
M	: margen de seguridad, variable auxiliar
M_a	: valor de verificación de la variable auxiliar
$M_{k,a}$	: valor característico actualizado de la variable auxiliar
$M_{q,1}$	: momento flector debido a la carga distribuida de la acción variable dominante
N	: número esperado de víctimas mortales en un evento
P_f	: probabilidad de fallo
$P_{k,a}$	: valor característico actualizado de las acción de pretensado
Q	: acción variable
$Q_{k,a}$	: valor característico actualizado de la variable Q
$Q_{k,1,a}$	: valor característico actualizado de las acción variable dominante
$Q_{k,i,a}$	: valor característico actualizado de las acción variable concomitante
$Q_{a,tref}$	: valor de verificación de la variable Q para el periodo de referencia t_{ref}
R	: resistencia de una estructura
R_a	: valor de verificación de la resistencia
R_d	: valor de cálculo de la resistencia
R_{nom}	: valor nominal de R
$S_{a,a}$	: coeficiente de sesgo actualizado de la dimensión geométrica
$S_{As,a}$	: coeficiente de sesgo actualizado del área de la sección del acero de armar
$S_{ac,a}$	: coeficiente de sesgo actualizado de las dimensiones geométricas de un elemento de hormigón
$S_{ap,a}$	: coeficiente de sesgo actualizado de las dimensiones geométricas de los elementos no resistentes
$S_{fc,a}$	: coeficiente de sesgo actualizado de la resistencia a compresión del hormigón
$S_{fy,a}$	: coeficiente de sesgo actualizado para el límite elástico de la armadura
$S_{Fys,a}$	: coeficiente de sesgo actualizado de la resistencia a tracción de la armadura
$S_{gc,a}$	: coeficiente de sesgo actualizado para el peso propio del hormigón
$S_{gp,a}$	: coeficiente de sesgo actualizado para las cargas permanentes debidas a los elementos no resistentes
$S_{M,a}$	: coeficiente de sesgo actualizado de la variable auxiliar
$S_{m,a}$	: coeficiente de sesgo actualizado para la propiedad mecánica del material considerado
S_{qs}	: coeficiente de sesgo de la carga de nieve
$S_{qs,1}$	: coeficiente de sesgo de la carga de nieve para el periodo de referencia básico de un año

$S_{q,imp,5}$	: coeficiente de sesgo de la sobrecarga para el periodo de referencia básico de 5 años
$S_{z,s,max,1}$	: coeficiente de sesgo de la carga de nieve máxima anual sobre el terreno horizontal
St	: función de distribución de Student triparamétrica
$S_{\rho c,a}$	: coeficiente de sesgo actualizado para el peso específico del hormigón
$S_{\rho p,a}$	: coeficiente de sesgo actualizado del peso específico de los materiales de los elementos no resistentes
$S_{q,a,t_{ref}}$	: coeficiente de sesgo actualizado de la variable Q para el periodo de referencia t_{ref}
$S_{qs,1}$	: coeficiente de sesgo de la carga de nieve sobre cubierta para el periodo de referencia de un año
$S_{qs,50}$	: coeficiente de sesgo de la carga de nieve sobre cubierta para el periodo de referencia de 50 años
$S_{\xi E,M}$	: coeficiente de sesgo para las incertidumbres del modelo para la determinación de los efectos de los momentos flectores
$S_{\xi E,N}$	: coeficiente de sesgo para las incertidumbres del modelo para la determinación de los efectos de los esfuerzos axiales
$S_{\xi E,V}$	: coeficiente de sesgo para las incertidumbres del modelo para la determinación de los efectos de los esfuerzos axiales cortantes
$S_{\xi R}$	: coeficiente de sesgo variable del modelo de resistencia
T	: periodo de referencia
T_a	: periodo de un año
T_1	: periodo de referencia de un año
T_c	: coeficiente de la distribución de Student central con c grados de libertad
T_d	: periodo de servicio previsto
T_n	: periodo de referencia de n años
$U(...)$	: campo aleatorio con valor medio igual a cero
V	: volumen descrito por los contornos de un elemento estructural, variable aleatoria con valor medio igual a cero
$V_{a,a}$	: coeficiente de variación actualizado de la dimensión geométrica
$V_{As,a}$	: coeficiente de variación actualizado para el área de la sección del acero de armar
V_{av}	: volumen descrito por los contornos de un elemento
V_c	: volumen de un elemento resistente de hormigón
$V_{ac,a}$	: coeficiente de variación actualizado de las dimensiones geométricas de un elemento de hormigón
$V_{ap,a}$	: coeficiente de variación actualizado de las dimensiones geométricas de los elementos no resistentes

- $V_{fc,a}$: coeficiente de variación actualizado de la resistencia a compresión del hormigón
 $V_{Fys,a}$: coeficiente de variación actualizado de la fuerza de tracción
 $V_{fy,a}$: coeficiente de variación actualizado del límite elástico de la armadura
 $V_{g,a}$: coeficiente de variación actualizado de las cargas permanentes
 $V_{gp,a}$: coeficiente de variación actualizado de las cargas permanentes debidas a los elementos no resistentes
 $V_{M,a}$: coeficiente de variación actualizado de la variable auxiliar M
 $V_{m,a}$: coeficiente de variación actualizado para la propiedad mecánica del material considerado (hormigón o acero de armar)
 $V_{\rho c,a}$: coeficiente de variación actualizado del peso específico del hormigón
 $V_{\rho p,a}$: coeficiente de variación actualizado del peso específico de los materiales de los elementos no resistentes
 $V_{q,a}$: coeficiente de variación actualizado de la variable Q
 $V_{q,a,t_{ref}}$: coeficiente de variación actualizado de la variable Q para el periodo de referencia t_{ref}
 V_{qs} : coeficiente de variación de la carga de nieve
 $V_{qs,1}$: coeficiente de variación de la carga de nieve sobre cubierta para el periodo de referencia de un año
 $V_{qs,50}$: coeficiente de variación de la carga de nieve sobre cubierta para el periodo de referencia de 50 años
 $V_{q,imp,5}$: coeficiente de variación de la sobrecarga para el periodo de referencia básico de 5 años
 V_X : coeficiente de variación para la variable X
 $V_{s,max,1}$: coeficiente de variación de la carga de nieve máxima anual sobre el terreno horizontal
 V_{μ} : coeficiente de variación de la variable para la forma de la cubierta
 $V_{\xi E}$: coeficiente de variación para las incertidumbres del modelo para la determinación de los efectos de las acciones
 $V_{\xi E,M}$: coeficiente de variación para las incertidumbres del modelo para la determinación de los efectos de los momentos flectores
 $V_{\xi E,N}$: coeficiente de variación para las incertidumbres del modelo para la determinación de los efectos de los esfuerzos axiales
 $V_{\xi E,V}$: coeficiente de variación para las incertidumbres del modelo para la determinación de los efectos de los esfuerzos cortantes

$V_{\xi q}$	: coeficiente de variación para las incertidumbres del modelo para la determinación de la carga de nieve sobre cubierta
$V_{\xi R}$	: coeficiente de variación de la variable del modelo de resistencia
$V_{\xi R, M}$	: coeficiente de variación del modelo para el cálculo de la resistencia frente a momentos flectores
$V_{\xi R, N}$	: coeficiente de variación del modelo para el cálculo de la resistencia frente a los esfuerzos axiales
$V_{\xi R, V_c}$	: coeficiente de variación del modelo para el cálculo de la resistencia frente a los esfuerzos de compresión oblicua en el alma
$V_{\xi R, V_s}$	: coeficiente de variación del modelo para el cálculo de la resistencia frente a los esfuerzos de tracción en el alma
$V_{\xi s}$	: coeficiente de variación para las incertidumbres del modelo para la determinación de la carga de nieve
$V_{\xi z}$	: coeficiente de variación para las incertidumbres del modelo para determinar la carga de nieve sobre el terreno horizontal en la zona climática z
$W(\dots)$	: campo aleatorio
X^*	: valor de la variable X en el punto de dimensionado obtenido en un análisis mediante métodos probabilistas
X_{nom}	: valor nominal de la variable X
X_d	: valor de cálculo de la variable X
X_k	: valor característico de la variable X
$X_{k,a}$	: valor característico actualizado de la variable X
$X_{k,i,a}$	: valor característico actualizado de la propiedad X_i de un material o del producto
X_z	: constante de la función para determinar la carga de nieve sobre el terreno en la zona z
Y_z	: constante de la función para determinar la carga de nieve sobre el terreno en la zona z

Minúsculas latinas

a	: dimensión geométrica
a_a	: valor de verificación (actualizado) de las dimensiones geométricas
a_d	: valor de cálculo de las dimensiones geométricas
a_{nom}	: valor nominal de las dimensiones geométricas
$a_{c,a}$	: valor de verificación de las dimensiones geométricas de un elemento de hormigón

$a_{ck,a}$	: valor característico actualizado de las dimensiones geométricas de un elemento de hormigón
$a_{k,a}$	: valor característico (nominal) actualizado de la propiedad geométrica
b_A	: espesor del alma
b_c	: ancho de la sección transversal de un elemento de hormigón
c	: factor para la correlación entre los diferentes fallos que pueden ocurrir en un año
c_0	: número de grados de libertad hipotéticos para la desviación típica muestral hipotética w_0
c_1	: número de grados de libertad de la información <i>a posteriori</i> sobre la desviación típica
d	: canto útil de la sección transversal
d_p	: duración, en días, de la carga transitoria p
e	: es la esperanza de vida al nacer
$f(\dots)$	: función de densidad de distribución de (...)
f_c	: resistencia a compresión del hormigón
$f_{c,a}$	: valor de verificación de la resistencia a compresión del hormigón
f_{ck}	: valor característico de la resistencia a compresión del hormigón
$f_{ck,a}$	: valor característico actualizado de la resistencia a compresión del hormigón
$f_x(x)$	: función de densidad de probabilidad conjunta de las variables aleatorias básicas X
f_y	: límite elástico del acero de armar
f_{yk}	: valor característico del límite elástico del acero de armar
$f_{yk,a}$	: valor característico actualizado del límite elástico del acero de armar
g	: PIB por persona año
$g(\dots)$	: función de estado límite
$g_{ij}(\dots)$	: función de estado límite en el espacio de las variables básicas (i : número del modo de fallo; j : número del elemento)
g_c	: peso propio de los elementos estructurales de hormigón
$g_{c,a}$	: valor de verificación del peso propio del hormigón
$g_{ck,a}$	: valor característico actualizado del peso propio del hormigón
g_p	: cargas permanentes
h_c	: canto de la sección transversal de un elemento de hormigón
k	: constante de normalización, intervalo de independencia en años
k_s	: valor de la distribución Normal estándar inversa para un cuantil especificado
$m(\dots \dots)$	: función de densidad predictiva <i>a posteriori</i> , o condicionada de los datos de (... ...)
m	: media muestral

m_q	: valor medio de la carga sostenida q
m_Y	: media muestral de la variable auxiliar Y
m_p	: valor medio de la carga transitoria p
ν	: ratio, en años, de ocurrencia de cambios en la carga transitoria p
m_0	: media muestral hipotética (<i>a priori</i>)
$m_{0,Y}$	: media muestral hipotética (<i>a priori</i>) de la variable auxiliar Y
$m_{1,Y}$	: media muestral <i>a posteriori</i> de la variable auxiliar Y
m_1	: media muestral <i>a posteriori</i>
n	: tamaño muestral, número de años
n_0	: hipotético número de observaciones para la media muestral hipotética m_0
n_1	: tamaño muestral <i>a posteriori</i>
q	: carga sostenida, carga de nieve sobre cubierta
q_i	: carga variable i
q_{imp}	: sobrecarga
$q_{\text{imp},5}$	: sobrecarga para el periodo de referencia básico de 5 años
$q_{\text{imp},50}$	: sobrecarga para el periodo de referencia de 50 años
q_s	: carga de nieve sobre el terreno horizontal
r_{IR}	: riesgo mortal individual asociado con las estructuras
$r_{IR,\text{adm}}$	: riesgo mortal individual admisible asociado con las estructuras
s	: desviación típica muestral
s_Y	: desviación típica muestral de la variable auxiliar Y
s_z	: carga de nieve sobre el terreno horizontal en la zona climática, z , en función de la altitud del lugar
$s_{z,k}$	: valor característico de la carga de nieve sobre el terreno horizontal en la zona climática, z , en función de la altitud del lugar
$s_{z,\text{code},k}$	: valor característico normalizado de la carga de nieve sobre el terreno horizontal en la zona climática, z , en función de la altitud del lugar
t	: estadístico suficiente de una muestra
t_{ref}	: periodo de referencia
$t_{\text{ref},0}$	: periodo de referencia básico
t_0	: hiperparámetro de la muestra virtual
u	: parámetro de la función de distribución de Gumbel
u_a	: valor actualizado del parámetro de la función de distribución de Gumbel
w	: fracción de la esperanza de vida dedicada a una actividad económica
w_0	: desviación típica muestral hipotética

$w_{0,Y}$	: desviación típica muestral <i>a priori</i> de la variable auxiliar Y
$w_{1,Y}$	: desviación típica muestral <i>a posteriori</i> de la variable auxiliar Y
w_1	: desviación típica <i>a posteriori</i>
x_{Ea}	: valor de verificación de la variable X_E de las acciones
$x_{Ek,a}$	: valor característico actualizado de X_E de las acciones
x_{ia}	: valor de verificación de la variable básica
x_{id}	: valor de cálculo de la variable básica
$x_{ki,a}$	: valor característico actualizado de la variable x_i
x_{Ra}	: valor de verificación de la variable X_R
$x_{Rk,a}$	: valor característico actualizado de X_R

Mayúsculas griegas

Δa	: desviación de la dimensión geométrica a de su valor nominal
$\Delta\beta_t$	: ajuste del índice de fiabilidad requerido
Δ_C	: ajuste del índice de fiabilidad requerido correspondiente al comportamiento de los elementos de un sistema: fallo dúctil o frágil
Δ_S	: ajuste del índice de fiabilidad requerido correspondiente al comportamiento del sistema: redundancia
Δ_I	: ajuste del índice de fiabilidad requerido correspondiente a las condiciones de inspección y mantenimiento
Δ_R	: ajuste del índice de fiabilidad requerido correspondiente a la probabilidad y el número de personas en riesgo
$\Gamma(\dots)$	: función Gamma de (...)
Φ	: función de distribución normal estándar acumulada

Minúsculas griegas

α	: constante, parámetro de la función de distribución de valores extremos de Gumbel
α_X	: factor de sensibilidad de la variable X
α_E	: factor de sensibilidad para las variables de las acciones
$\alpha_{E,s}$	: factor de sensibilidad para la carga de nieve
$\alpha_{E,\xi}$	: factor de sensibilidad para las incertidumbres del modelo para la determinación de los efectos de las acciones
α_i	: factor de sensibilidad para la variable X_i
α_R	: factor de sensibilidad para las variables de resistencia
α_X	: coseno director de una recta con respecto al eje X

β	: índice de fiabilidad
β_t	: índice de fiabilidad objetivo
β_{nk}	: índice de fiabilidad asociado a un periodo de referencia de n años con un intervalo de independencia de k años
$\beta_{t,d}$	: índice de fiabilidad objetivo para el dimensionado de estructuras nuevas
$\beta_{t,e}$	: índice de fiabilidad objetivo para la evaluación estructuras existentes
$\beta_{t,new}$	: índice de fiabilidad objetivo para el dimensionado de estructuras nuevas
β_{0t}	: índice de fiabilidad requerido mínimo, por debajo del cual la estructura debe reforzarse
$\beta_{up,t}$	: índice de fiabilidad requerido para la estructura reforzada
β_{t1}	: índice de fiabilidad objetivo para el periodo de referencia de un año
β_{t50}	: índice de fiabilidad objetivo para el periodo de referencia de 50 años
γ	: peso específico del material constitutivo de un elemento estructural
γ_f	: coeficiente parcial para una acción o influencia
$\gamma_{f,a}$	: coeficiente parcial actualizado para una acción o influencia
$\gamma_{fc,a}$	: coeficiente parcial actualizado para la resistencia a compresión del hormigón
$\gamma_{Fys,a}$	: coeficiente parcial actualizado para la resistencia a tracción de la armadura
γ_E	: coeficiente parcial para los efectos de las acciones E
γ_{av}	: peso específico promedio de un material en el volumen, V , descrito por los contornos de un elemento estructural
$\gamma_{g,a}$	: coeficiente parcial actualizado para las cargas permanentes
$\gamma_{gc,a}$	: coeficiente parcial actualizado para el peso propio del hormigón
$\gamma_{gp,a}$	: coeficiente parcial actualizado para las cargas permanentes debidas a los elementos no resistentes
γ_m	: coeficiente parcial para la propiedad de un material o producto
$\gamma_{m,i,a}$	: coeficiente parcial actualizado para la propiedad de un material o producto i
$\gamma_{m,a,1}$	: coeficiente parcial actualizado para la propiedad de un material o producto con coeficiente de sesgo unitario
$\gamma_{q,a}$	: coeficiente parcial actualizado para la acción variable Q
$\gamma_{q,a,1}$	: coeficiente parcial actualizado para la acción variable Q con coeficiente de sesgo igual a uno
γ_R	: coeficiente parcial para la resistencia R
γ_{Ra}	: coeficiente parcial actualizado para las incertidumbres asociadas con el modelo para la resistencia, y para las desviaciones en las dimensiones geométricas, cuando estas no se consideren explícitamente

- $\gamma_{Ra,M}$: coeficiente parcial actualizado para el modelo de resistencia frente a momentos flectores
- $\gamma_{Ra,N}$: coeficiente parcial actualizado para el modelo de resistencia frente a esfuerzos axiales
- $\gamma_{Ra,Vc}$: coeficiente parcial actualizado para el modelo de resistencia frente a esfuerzos de compresión en el alma
- $\gamma_{Ra,Vs}$: coeficiente parcial actualizado para el modelo de resistencia frente a esfuerzos de tracción en el alma
- γ_{Rd} : coeficiente parcial para las incertidumbres en el modelo para la resistencia, y para las desviaciones en las dimensiones geométricas, cuando estas no se consideren explícitamente
- γ_s : coeficiente parcial para la resistencia de la armadura pasiva
- $\gamma_{s,a,\delta}$: coeficiente parcial actualizado para la resistencia de la armadura pasiva cuando es la variable dominante
- $\gamma_{s,a,v}$: coeficiente parcial actualizado para la resistencia de la armadura pasiva cuando no es la variable dominante
- γ_{Sa} : coeficiente parcial actualizado para las incertidumbres asociadas con los modelos para los efectos de las acciones y las representaciones simplificadas de estas acciones
- $\gamma_{Sa,M}$: coeficiente parcial actualizado para el modelo empleado para el cálculo de los momentos flectores
- $\gamma_{Sa,N}$: coeficiente parcial actualizado para el modelo empleado para el cálculo de los esfuerzos axiales
- $\gamma_{Sa,V}$: coeficiente parcial actualizado para el modelo empleado para el cálculo de los esfuerzos cortantes
- γ_{Sd} : coeficiente parcial para las incertidumbres en el modelo para el cálculo de los efectos de las acciones y, en algunos casos en el modelo de las acciones
- γ_X : coeficiente parcial para la variable X
- γ_{XEa} : coeficiente parcial actualizado para la variable X_E de las acciones
- γ_{XRa} : coeficiente parcial actualizado
- $\gamma_{X,new}$: coeficiente parcial para la variable X asociada al dimensionado de estructuras nuevas
- γ_{XRa} : coeficiente parcial actualizado para la variable X_R de la resistencia
- $\gamma_{X_{i,a}}$: coeficiente parcial actualizado para la variable X_i
- η_i : valor medio del factor de conversión que tiene en cuenta los efectos de volumen y escala, de la humedad, de la temperatura y de cualquier otro parámetro relevante
- $\eta_{i,a}$: valor medio del factor de conversión actualizado

λ	: ratio, en años, de ocurrencia de cambios en la carga sostenida q
$\mu_{a,a}$	: valor medio actualizado de la propiedad geométrica
$\mu_{As,a}$	: valor medio actualizado del área de la sección transversal de la armadura
μ_E	: valor medio de la sollicitación (efectos de las acciones)
$\mu_{ac,a}$	: valor medio actualizado de las dimensiones geométricas de un elemento de hormigón
$\mu_{ap,a}$	: valor medio actualizado de las dimensiones geométricas de los elementos no resistentes
$\mu_{gc,a}$	: valor medio actualizado del peso propio del hormigón
$\mu_{gp,a}$	: valor medio actualizado de las cargas permanentes debidas a los elementos no resistentes
$\mu_{fc,a}$	: valor medio actualizado de la resistencia a compresión del hormigón
$\mu_{Fys,a}$	: valor medio actualizado de la fuerza de tracción
$\mu_{fy,a}$	: valor medio actualizado del límite elástico de la armadura
μ_i	: coeficiente de forma de la cubierta
$\mu_{M,a}$	: valor medio actualizado de la variable auxiliar
$\mu_{\rho c,a}$	: valor medio actualizado del peso específico del hormigón
$\mu_{\rho p,a}$	: valor medio actualizado del peso específico de los materiales de los elementos no resistentes
$\mu_{\ln X}$	: valor medio del logaritmo natural de X
μ_M	: valor medio del margen de seguridad
$\mu_{M,a}$	: valor medio actualizado de la variable auxiliar M
$\mu_{q,a,t_{ref}}$	: valor medio actualizado de la variable Q para el periodo de referencia t_{ref}
μ_R	: valor medio de la resistencia
$\mu_{s,z,max,1}$	: valor medio de la carga de nieve máxima anual sobre el terreno horizontal
μ_X	: valor medio de la variable X
μ_{Xi}	: valor medio de la variable básica x_i
$\mu_{Xi,a}$	: valor medio actualizado de la variable x_i
μ_{Xa}	: valor medio actualizado de la variable X
μ_Y	: valor medio de la variable auxiliar Y
$\mu_{\xi E,M}$	: valor medio del coeficiente de los modelos empleados en la determinación de los de los momentos flectores
$\mu_{\xi E,N}$	: valor medio del coeficiente de los modelos empleados en la determinación de los de esfuerzos axiles

- $\mu_{\xi E, V}$: valor medio del coeficiente de los modelos empleados en la determinación de los esfuerzos cortantes
- $\mu_{\xi R}$: valor medio de la variable del modelo de resistencia
- $\mu_{\xi R, M}$: valor medio del coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia frente a momentos flectores
- $\mu_{\xi R, N}$: valor medio del coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia frente a esfuerzos axiales
- $\mu_{\xi R, Vc}$: valor medio del coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia frente a esfuerzos de compresión oblicua en el alma
- $\mu_{\xi R, Vs}$: valor medio del coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia frente a esfuerzos de tracción en el alma
- ν : ratio entre cargas variables y totales
- $\pi(\dots)$: función de distribución *a priori* de los parámetros ($\dots$)
- $\pi(\dots|\dots)$: función de distribución *a posteriori* de los parámetros ($\dots|\dots$)
- θ : vector de parámetros de una distribución
- θ_1 : vector de parámetros actualizados de una distribución
- ρ_c : peso específico del hormigón
- $\rho_{ck, a}$: valor característico actualizado del peso específico del hormigón
- ρ_{RE} : coeficiente de correlación entre las variables R y E
- $\sigma_{a, a}$: desviación típica actualizada de la propiedad geométrica
- $\sigma_{ac, a}$: desviación típica actualizada de las dimensiones geométricas de un elemento de hormigón
- σ_E : desviación típica de la sollicitación (efectos de las acciones)
- $\sigma_{fc, a}$: desviación típica actualizada de la resistencia a compresión del hormigón
- $\sigma_{Fys, a}$: desviación típica actualizada del límite elástico de la armadura
- $\sigma_{As, a}$: desviación típica actualizada del área de la sección transversal de la armadura
- $\sigma_{ap, a}$: desviación típica actualizada de las dimensiones geométricas de los elementos no resistentes
- $\sigma_{gc, a}$: desviación típica actualizada del peso propio del hormigón
- $\sigma_{pc, a}$: desviación típica actualizada del peso específico del hormigón
- $\sigma_{pp, a}$: desviación típica actualizada del peso específico de los materiales de los elementos no resistentes
- $\sigma_{\ln X}$: desviación típica del logaritmo natural de X
- σ_M : desviación típica del margen de seguridad
- $\sigma_{Q, a, t_{ref}}$: desviación típica actualizada de la variable Q para el periodo de referencia t_{ref}

σ_R	: desviación típica de la resistencia
$\sigma_{s,z,\max,1}$	: desviación típica de la carga de nieve máxima anual sobre el terreno horizontal
σ_U	: desviación típica de la variable aleatoria U
σ_V	: desviación típica de la variable aleatoria V
σ_X	: desviación típica de la variable X
σ_{Xa}	: desviación típica actualizada de la variable X
σ_{Xi}	: desviación típica de la variable básica x_i
$\sigma_{Xi,a}$	: desviación típica actualizada de la variable básica x_i
σ_Y	: desviación típica de la variable auxiliar Y
$\sigma_{\xi E,M}$	: desviación típica del coeficiente de los modelos empleados en la determinación de los de los momentos flectores
$\sigma_{\xi E,N}$	: desviación típica del coeficiente de los modelos empleados en la determinación de los de esfuerzos axiles
$\sigma_{\xi E,V}$	: desviación típica del coeficiente de los modelos empleados en la determinación de los esfuerzos cortantes
$\sigma_{\xi R}$	: desviación típica de la variable del modelo de resistencia
$\sigma_{\xi R,M}$	: desviación típica del coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia frente a momentos flectores
$\sigma_{\xi R,N}$	: desviación típica del coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia frente a esfuerzos axiles
$\sigma_{\xi R,Vc}$	: desviación típica del coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia frente a esfuerzos de compresión oblicua en el alma
$\sigma_{\xi R,Vs}$	: desviación típica del coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia frente a esfuerzos de tracción en el alma
ω_γ	: factor de ajuste para el coeficiente parcial γ
$\xi_{E,M}$	: coeficiente para las incertidumbres del modelo para el cálculo de los efectos de los momentos flectores
$\xi_{E,N}$	: coeficiente para las incertidumbres del modelo para el cálculo de los efectos de los esfuerzos axiles
$\xi_{E,V}$	: coeficiente para las incertidumbres del modelo para el cálculo de los efectos de los esfuerzos cortantes
$\xi_{E,M,a}$	: valor de verificación del coeficiente para las incertidumbres del modelo para el cálculo de los efectos de los momentos flectores
$\xi_{E,N,a}$	: valor de verificación del coeficiente para las incertidumbres del modelo para el cálculo de los efectos de los esfuerzos axiles

- $\xi_{E,V,a}$: valor de verificación del coeficiente para las incertidumbres del modelo para el cálculo de los efectos de los esfuerzos cortantes
- $\xi_{E,M,k}$: valor característico del coeficiente para las incertidumbres del modelo para el cálculo de los efectos de los momentos flectores
- $\xi_{E,N,k}$: valor característico del coeficiente para las incertidumbres del modelo para el cálculo de los efectos de los esfuerzos axiales
- $\xi_{E,V,k}$: valor característico del coeficiente para las incertidumbres del modelo para el cálculo de los efectos de los esfuerzos cortantes
- ξ_q : coeficiente de incertidumbre del modelo de la carga de nieve sobre la cubierta
- ξ_R : coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia empleado
- $\xi_{R,k}$: valor característico (nominal) de la variable del modelo de resistencia
- $\xi_{R,M}$: coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia frente a momentos flectores
- $\xi_{R,N}$: coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia frente a esfuerzos axiales
- $\xi_{R,Vc}$: coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia frente a esfuerzos de compresión en el alma
- $\xi_{R,Vs}$: coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia frente a esfuerzos de tracción en el alma
- ξ_s : coeficiente de incertidumbre del método empleado en la determinación de la carga de nieve sobre el terreno horizontal
- ξ_z : coeficiente de incertidumbre del modelo para la carga de nieve sobre el terreno horizontal de la zona z
- ψ : coeficiente para el valor de combinación de una acción variable

Capítulo 1. Introducción

1.1 Motivación

El número y la edad de las estructuras existentes aumentan continuamente. Por diferentes motivos, entre ellos los económicos, no es posible, ni está justificado, sustituir todas las estructuras que: o hayan alcanzado el fin de su período de servicio previsto, o porque se prevea un cambio de uso, o aquellas en las que se hayan observado daños o anomalías. Por otro lado, aumentan las exigencias relativas a la fiabilidad de las estructuras en general: las normas estructurales recientes aceptan cada vez menos la posibilidad de que las estructuras puedan sufrir daños; en otras palabras, cada vez aceptan menos riesgos [Schneider, 1997]. Por todo ello, la pregunta si las estructuras existentes tienen una fiabilidad suficiente para las condiciones actuales y futuras de uso es de una importancia creciente para los organismos competentes.

Ya en 1995 se estimaba que en los países con una infraestructura desarrollada, la mayoría de los ingenieros estructurales se tendrían que dedicar a la evaluación y el mantenimiento de las estructuras existentes [Brühwiler, 1995].

Un estudio de la evolución por subsectores del mercado de la construcción con respecto al nivel de producción del año 2015, en Europa (Figura 1.1, izq.) y en España (Figura 1.1 der.), muestra que la edificación residencial parece haber tocado techo después de un continuo crecimiento a lo largo de los últimos años [Hingorani et al., 2020]. Lo mismo es cierto para la edificación no residencial en España, mientras que a nivel europeo este subsector sigue creciendo durante 2020-2022 de acuerdo a las previsiones del informe de Euroconstruct [ITeC, 2019]. Para el subsector de la *rehabilitación* se prevé un crecimiento continuo en los siguientes años, tanto en Europa, como en España.

También el subsector de la *ingeniería civil*, que depende fuertemente de la inversión pública, experimenta previsiblemente un crecimiento durante los próximos años. En España, se prevé que en el año 2022 se retornaría a las cotas de producción del año 2015, mientras que en Europa se alcanzará un incremento de aproximadamente 17% con respecto a esta anualidad. Esta diferencia tiene su origen en el desplome del sector en el año 2008, cuyo impacto fue mayor en España que en la mayoría de los países europeos y que conllevó una frenada brusca de las inversiones nacionales en obra pública. Según el observatorio del sector de construcción europeo, la productividad del subsector de la ingeniería civil española en 2017 fue un 17% menor que en 2010 [European Commission, 2019]. No obstante, en los últimos

años este subsector muestra también señales de recuperación en España, tal como se puede ver la Figura 1.1.

La Figura 1.1 subraya la importancia creciente del subsector de la rehabilitación en los próximos años, tanto en Europa como a nivel nacional. La necesidad de inversión es especialmente alta en determinados países con un alto porcentaje de infraestructuras envejecidas, como por ejemplo Alemania. Según la agencia federal de carreteras del estado alemán (Bundesanstalt für Strassenwesen), más del 30% de los aproximadamente 40.000 puentes en la red de carreteras nacionales y autovías supera la edad de 30 años [Busch, 2018].

Un análisis detallado efectuado por la citada agencia en el marco de un programa estatal destinado a la rehabilitación de los puentes de carretera, reveló que aproximadamente el 12% de estos puentes se encuentra en un estado “deficiente”, que precisa medidas inmediatas. Además, se observó que solo el 13% de las estructuras se encuentra en un estado “bueno” o “muy bueno”, mientras que el 75% restante puede caracterizarse como “satisfactorio” o “suficiente”, con necesidad de inversión en medidas de rehabilitación a largo o medio plazo. En total, se cita una necesidad de inversión estatal en la renovación de los puentes de carretera del estado alemán de aproximadamente 9,3 billones de euros hasta el año 2030 [Doll, 2019]. En el caso de los aproximadamente 25.000 puentes de ferrocarril de este país, con un promedio de 73,5 años de edad y de las cuales más de 9.000 tienen más de 100 años, la estimada inversión necesaria en la rehabilitación y reparación alcanza más de 25 billones de euros [Wüpper, 2019].

Figura 1.1 — Evolución por subsectores en el mercado europeo (izq.) y español (der.). Índices de producción a precios constantes, base 2015 = 100 [ITeC, 2019].

Una situación similar se da en otros países europeos. En Francia, por ejemplo, se estima que el 10% de los aproximadamente 250.000 puentes está en mal estado estructural, fruto de una falta de inversión en el mantenimiento de las estructuras durante las últimas décadas [Allix, 2019]. Este problema afecta también países más pequeños de la UE, como los Países Bajos, con una necesidad de inversión anual en mantenimiento de las infraestructuras existentes de entre 0.2 y 0.5 billones de euros [TNO, 2014].

En contraste con la situación descrita, en España se estima que únicamente el 1% de los puentes de la red estatal necesita actualmente una inspección especial y/o un proyecto de reparación y/o refuerzo. Fruto de las elevadas inversiones en construcción durante la primera década del siglo 21, España cuenta actualmente con uno de los patrimonios de infraestructuras de transporte más desarrollados a nivel de los países europeos. A pesar de ello, tampoco en España la inversión actual cubre las necesidades para un adecuado mantenimiento de las infraestructuras. Se estima que lo óptimo sería que la inversión fuera del orden del 2% del valor de la red de puentes. En 2018, el Presupuesto destinaba 850 millones a conservación de carreteras, 450 millones menos de lo que demanda el sector [Mesones, 2018].

Mientras España presume de una red de carreteras relativamente moderna dentro de la UE, no se puede decir lo mismo de su stock de edificios. Con más del 36% de los edificios residenciales construidos antes de 1960, y 83% antes de 1990, la clasificación de los edificios españoles según año de construcción (Figura 1.2) muestra un reparto muy similar a la media europea (27 países), que se sitúa en más de un 40% (construidos antes de 1960) y 90% (antes de 1990), respectivamente [European Parliament, 2016].

Figura 1.2 — Porcentaje de edificios destinados a vivienda en España según año de construcción [INE, 2011].

Por tanto, y ante la ausencia de datos concretos, se puede asumir que la necesidad de inversión en el mercado de rehabilitación estructural de edificios existentes en España es similar que en otros países de la UE. En Alemania, por ejemplo, se estima que, ya hoy día, dos de tres partes invertidas en el subsector de la edificación (residencial y no-residencial) están destinadas a proyectos de rehabilitación (frente a una de tres partes dedicadas a nueva construcción), y se espera que, durante los siguientes años, esta proporción podría aumentar aún más [Dorffmeister, 2019].

Todo lo expuesto anteriormente motiva los desarrollos incluidos en este trabajo, cuyos objetivos están orientados al mercado de las estructuras existentes y, en particular, a su evaluación.

1.2 Antecedentes

La definición del término o concepto de seguridad se relaciona generalmente y de forma muy estrecha con la percepción que se tenga del riesgo asociado con una determinada actividad. En este sentido, no existe una seguridad absoluta relacionada con la misma actividad. Los riesgos para las personas se cuantifican, habitualmente, en términos del riesgo mortal debido a que, por un lado, los casos mortales son inequívocos y sencillos de contar y, por otro, en relación con una determinada amenaza el número de víctimas mortales suele estar en una relación más o menos constante con el número de heridos [Tanner, 1999]. Si se analizan los datos estadísticos disponibles, puede verse que la probabilidad anual de perder la vida debido al colapso de un puente es muy baja, ($2 \cdot 10^{-6}$ muertos por cada 108 horas de exposición) comparada con la correspondiente a otras actividades de la vida diaria, como viajar en coche (15 muertos por cada 108 horas de exposición). Sin embargo, la experiencia demuestra que eventos poco probables, pero con muchos muertos tienden a ser aceptados en menor medida o a ser percibidos como más peligrosos que aquellos que ocurren con frecuencia pero que producen pocas víctimas. Esto indica que la percepción del riesgo no es "objetiva" y hace necesario establecer criterios a efectos de estimar cuando un riesgo es importante o insignificante y si es aceptable o no por quien tiene que afrontarlo.

La problemática fundamental que es necesario abordar se puede resumir en las siguientes preguntas: ¿Qué es suficientemente seguro? y ¿Qué precio estamos dispuestos a pagar para reducir los niveles de riesgo? El saber cuánta seguridad es una seguridad suficiente es un tema que suscita controversia. Estas preguntas requieren respuestas y actuaciones adecuadas, debido a que la reacción desproporcionada puede llevar al despilfarro de los recursos públicos disponibles. El valor de lo que podría considerarse como aceptable o suficientemente seguro puede entenderse como el que la sociedad está dispuesta a asumir a cambio de un determinado nivel de beneficios.

Las normas para el proyecto de estructuras tienen que abordar el tema de la seguridad, bien implícitamente, bien explícitamente [CIB 259, 2001]:

- En el caso del **tratamiento implícito**, se verifica la seguridad estructural mediante reglas que —sobre la base de la experiencia y la práctica habitual— se juzgan adecuadas para el tipo de estructura analizada. Este tipo de reglas no permiten cuantificar los riesgos, y en muchos casos ni siquiera los contemplan de manera cualitativa.
- Un **tratamiento explícito** requiere un análisis de riesgos tanto cualitativo como cuantitativo, y el resultado de este análisis se compara con un requisito de seguridad definido en términos de riesgo aceptable.

De acuerdo con la práctica habitual, el enfoque adoptado en las normas estructurales y en los proyectos de estructuras es implícito. La seguridad estructural se verifica mediante el método de los coeficientes parciales. Consecuentemente, los riesgos inherentes a una determinada obra no se cuantifican.

Los resultados de la evaluación de una estructura existente se deben comparar con un requisito de seguridad, con el fin de adoptar una decisión sobre la aceptación del sistema analizado. El enfoque más lógico para determinar los riesgos aceptables consiste en fijarlos en los niveles de riesgo aceptados según la práctica habitual que a su vez está reflejada en la normativa en vigor. Los riesgos aceptables están asociados con el nivel de fiabilidad requerido implícitamente por estas normas y, por otro lado, este nivel de fiabilidad depende del estado de incertidumbre asociado a las reglas de la normativa empleada.

La dificultad reside en que no se han establecido explícitamente los modelos probabilistas en los que se basan las reglas que están detrás de las normas para el dimensionado de las estructuras. El estado de incertidumbre asociado con las normas en vigor es por ello desconocido. Además, las reglas de las normas actuales tampoco se han calibrado según criterios consistentes, por lo que también se desconoce el nivel de fiabilidad requerido según estas mismas normas.

Por otro lado, en la actualidad son escasas las herramientas disponibles que permitan abordar fácilmente los problemas relacionados con la evaluación de la fiabilidad de las estructuras existentes. La actualización de la información sobre una estructura existente implica la reducción de las incertidumbres asociadas con las variables que intervienen en la evaluación de la estructura. La influencia de este cambio en los modelos de las variables actualizadas y los beneficios de la actualización de la información no pueden cuantificarse directamente. Partiendo de esta situación, en la presente tesis doctoral se elabora una metodología que permite ajustar los coeficientes parciales para la verificación de la fiabilidad estructural, teniendo en cuenta la información actualizada sobre la estructura existente

objeto de evaluación. El trabajo también aborda la influencia de la vida útil remanente, que a menudo es más corta que la de las estructuras nuevas.

1.3 Alcance

Las estructuras existentes comprenden diferentes tipos de obras tales como edificaciones, puentes, túneles, acueductos, obras portuarias, etc. En cuanto a los materiales constitutivos abarcan los más habituales como el hormigón armado, el acero estructural, mixtas de hormigón y acero, la madera y la fábrica. Además, pueden estar sometidas a diferentes situaciones de riesgo, como las persistentes, transitorias o extraordinarias. Por último, pueden verse sometidas a diferentes mecanismos de fallo que pueden conducir a su colapso total o parcial, a su fatiga, a un inadecuado comportamiento en servicio o a problemas de durabilidad.

Debido a su amplitud y variedad, en el marco del presente estudio no es posible considerar todos los aspectos relacionados anteriormente y, por tanto, es necesario limitar su alcance. A continuación, se describen las limitaciones adoptadas para el desarrollo del presente estudio:

- La primera restricción está relacionada con el **tipo de estructuras** a considerar. Aunque, en principio, podrían aplicarse a otro tipo de estructuras, como el caso de los puentes, la aplicación de las herramientas desarrolladas en esta tesis se limita a estructuras de edificación. Esta limitación está relacionada con los modelos probabilistas para las acciones variables que actúan sobre otro tipo de estructuras (por ejemplo, las cargas de tráfico en puentes de carretera).
- En cuanto al **tipo de elementos**, se consideran solo el tipo de elementos más comunes en las estructuras de edificación: vigas de losa, vigas de cubierta y pilares. La evaluación de otros elementos estructurales puede requerir de un análisis probabilista completo, cuya utilización se pretende evitar en las fases iniciales de la evaluación para la cual están dirigidas las herramientas desarrolladas en este estudio.
- Aunque los conceptos básicos y la metodología empleados para el desarrollo de las herramientas para la actualización de los coeficientes parciales son aplicables a prácticamente cualquier **material constitutivo**, con el propósito de acotar su extensión los trabajos adelantados se han limitado a las variables que intervienen en la verificación de la seguridad de elementos estructurales de **hormigón armado**.
- La siguiente limitación está relacionada con los **tipos de fallo estructural**. En el desarrollo de las herramientas solo se tienen en cuenta aquellos fallos que conllevan el colapso total o parcial de la estructura. Aunque también pueden ser fuente de preocupación para la propiedad de una estructura existente y motivar la decisión de

evaluar su seguridad para las condiciones actuales y futuras de uso, fallos como la fatiga, un inadecuado comportamiento en servicio o problemas de durabilidad no se consideran en el presente estudio.

- Se consideran solamente **situaciones de riesgo** persistentes y transitorias. No se tienen en cuenta las situaciones accidentales debido a que por falta de datos estadísticos a menudo no es posible caracterizarlas adecuadamente.
- A efectos de la deducción de los coeficientes parciales para las **acciones variables** y sus efectos, se consideran solo las sobrecargas de uso y las cargas de nieve. Esta limitación se debe, por una parte, a que al momento del inicio de los trabajos se contaba solamente con modelos probabilistas deducidos para estos dos tipos de acciones variables y, por otra, a que la deducción de modelos para otras acciones variables (por ejemplo, el viento y la temperatura) quedaría fuera del alcance del presente trabajo.
- La siguiente limitación está relacionada con los valores de los **factores de sensibilidad**, α_i , que se emplean para la deducción de las herramientas para la actualización de los coeficientes parciales. Con el propósito de llegar a un conjunto de expresiones sencillas para los coeficientes parciales actualizados se ha decidido adoptar para su deducción valores normalizados para los factores de sensibilidad de acuerdo con las normas [ISO 2394, 1998] y [EN 1990, 2002] para estructuras de nueva construcción. Aunque los valores normalizados pueden desviarse hasta cierto punto de los valores reales de los factores de sensibilidad, estas suposiciones parecen razonables en el caso de estructuras que no están muy deterioradas.
- En el formato de coeficientes parciales para la evaluación de estructuras existentes que se adopta en presente trabajo, se asume que las **incertidumbres asociadas a los modelos** empleados tanto para el cálculo de los efectos de las acciones como de la resistencia, son las mismas que las de los modelos para las estructuras nuevas. Este enfoque es válido bajo la suposición de que para la verificación de la seguridad se emplean los mismos modelos y métodos con las mismas incertidumbres. En el caso de que se emplearan otros métodos, como, por ejemplo, los Elementos Finitos no lineales, sería necesario un formato de coeficientes parciales específico [fib, 2018], el cual queda fuera del alcance de este estudio.
- En general, las herramientas desarrolladas no son aplicables a **estructuras deterioradas**.
- Por último, no se trata detalladamente el tema de las **pruebas de carga**, aunque en algunos apartados se hace mención a ellas y se destaca que estas pueden ser una herramienta muy útil para verificar la seguridad de una estructura existente.

1.4 Objetivos

De acuerdo con lo expresado en el Apartado 1.2, se han identificado las siguientes tareas, que es necesario abordar para alcanzar el objetivo propuesto:

- Estudio de los conceptos básicos de la seguridad estructural, el tratamiento de las incertidumbres, los métodos para la evaluación de la fiabilidad estructural, así como las propuestas existentes en la literatura para la aplicación del método de los coeficientes parciales a la evaluación de las estructuras existentes.
- Definición del formato de coeficientes parciales para la verificación de la seguridad de estructuras existentes que permita tener en cuenta la influencia del cambio en el estado de la información en los modelos de las variables actualizadas y los beneficios de la actualización de la información.
- Desarrollo de un método práctico para la combinación de la información previa o existente sobre las variables que intervienen en el proceso de evaluación de una estructura existente con la que se obtiene como resultado de ensayos o mediciones in situ.
- Desarrollo de unas herramientas prácticas que permitan, por una parte, aplicar, a efectos de la verificación de la seguridad de estructuras existentes, un formato de coeficientes parciales equivalente al que se emplea en el dimensionado de estructuras nuevas, y por otra, cuantificar la influencia del cambio en el estado de la información tanto en los valores característicos para las variables relativas a las acciones y a la resistencia como en los coeficientes parciales, sin la necesidad de emplear métodos probabilistas de cálculo.
- Definición de unos criterios para la modificación de los coeficientes parciales a emplear en la verificación de la seguridad de estructuras existentes a partir de la consideración de periodos de servicio futuro diferentes a los previstos en las normativas para estructuras nuevas.

1.5 Organización de la tesis

El presente trabajo contiene 7 capítulos en los que se establecen los principios teóricos y los criterios que deberían tenerse en cuenta para la modificación de los coeficientes parciales que puedan ser empleados para la verificación de la seguridad de estructuras existentes, en comparación con los que se utilizan en el dimensionado de estructuras nuevas.

Introducción

En el **Capítulo 1** se resume, inicialmente, la evolución del sector de la construcción y sus diferentes subsectores en los países de la Unión Europea a partir del año 2015. Se destaca,

particularmente, el crecimiento continuo del subsector de la rehabilitación y su proyección para los próximos años en la que se prevé una necesidad de inversión cada vez mayor en el mercado de rehabilitación estructural de edificios existentes. A partir de esta motivación inicial, se plantean los antecedentes de los trabajos y la necesidad de los desarrollos propuestos. A continuación, se establecen las limitaciones en el alcance del trabajo y se definen los objetivos que se pretende alcanzar con su desarrollo. Finalmente, se describe como está organizada la tesis y se resume brevemente el contenido de cada capítulo.

Evaluación de la seguridad estructural

Los conceptos básicos de la seguridad estructural se recopilan en el **Capítulo 2**. En el mismo capítulo, se describen brevemente los métodos empleados para la solución del problema fundamental de la fiabilidad. Se indican, así mismo, los valores objetivo del índice de fiabilidad y se exponen los aspectos más importantes relativos a la fiabilidad dependiente del tiempo. Además, se describe el formato de coeficientes parciales adoptado por la mayoría de las normas estructurales modernas (p. ej. [EN 1990, 2002], [EHE-08, 2008], [EAE, 2011], [CTE DB SE, 2009]) para la verificación de la seguridad estructural. También se establecen las hipótesis relativas a la aplicación de los métodos probabilistas implícitos (valores de cálculo de las variables; valores numéricos para los factores de sensibilidad), en concordancia con las reglas que están detrás de dichas normas y su relación con los métodos probabilistas explícitos.

Metodología e hipótesis

Un procedimiento por fases para la evaluación de la seguridad de las estructuras existentes se presenta en el **Capítulo 3**. También se abordan las tareas necesarias para el desarrollo de las herramientas prácticas para la aplicación del método de los coeficientes parciales a la evaluación de las estructuras existentes y se define un formato de verificación de su seguridad, en el cual tanto los valores representativos de las variables como los mismos coeficientes parciales puedan ser modificados, a partir de la información actualizada sobre la estructura existente. Se incluye una breve descripción de la influencia de la variación de las variables en la fiabilidad de una estructura. Así mismo, se describe el procedimiento para la adquisición y actualización de la información relativa a la estructura que se pretende evaluar, incluyendo el tipo de información necesaria para la evaluación, la planificación de su obtención, los métodos y técnicas para su adquisición y, finalmente, el tratamiento de la información obtenida y las técnicas para su actualización.

Herramientas prácticas

La combinación de la información previa (*a priori*) relativa a una variable, con los resultados de ensayos y/o mediciones, se realiza empleando métodos probabilistas. El desarrollo de una metodología para la combinación de la información basada en un enfoque bayesiano se presenta en el **Capítulo 4**. La aplicación de esta metodología para la deducción de las expresiones para las distribuciones predictivas *a posteriori* correspondientes a los tipos de distribución más comúnmente utilizados para caracterizar las variables aleatorias básicas, tanto para las acciones como para la resistencia, que intervienen en la evaluación de la seguridad estructural de elementos de hormigón armado, se describe en este capítulo. Así mismo se obtienen expresiones para los valores actualizados de los parámetros de dichas distribuciones y para los respectivos valores característicos. Finalmente, se incluye un ejemplo de aplicación de esta metodología a la combinación de información relativa a variables de resistencia.

En el **Capítulo 5** se resume el desarrollo de unos modelos para la evaluación de estructuras existentes de hormigón, basados en un formato de seguridad similar al adoptado por las normas estructurales modernas para el dimensionado de estructuras nuevas. Para estimar la influencia del cambio de la información acerca de las variables cuyas incertidumbres tienen en cuenta, se han obtenido representaciones de los coeficientes parciales en función de los coeficientes de variación y de los índices de fiabilidad objetivo. En el mismo Capítulo se define un procedimiento para la evaluación con modelos actualizados sobre la base de la información específica adquirida en obra y empleando las herramientas descritas en los apartados anteriores. El procedimiento de actualización, que es análogo para todas las variables que intervienen en los cálculos, incluye todos los pasos necesarios para la verificación de la seguridad de las estructuras existentes aplicando los modelos actualizados. La aplicación de este procedimiento se ilustra mediante un ejemplo práctico.

Coeficientes parciales y periodo de servicio futuro

Como se ha mencionado antes, cuando se trata de la evaluación de la fiabilidad de una estructura existente el periodo de servicio futuro puede ser más corto que el previsto en las normativas para una estructura nueva. Con el fin de ampliar el alcance de las herramientas prácticas descritas en los Capítulos 4 y 5, el **Capítulo 6** está dedicado a la definición de unos criterios que permitan modificar los coeficientes parciales a emplear en la evaluación de las estructuras existentes a partir de la vida útil remanente que puede ser más corta que el periodo de servicio previsto para estructuras nuevas. Con este propósito, se incluye la

deducción de unos modelos para la carga de nieve sobre cubierta y para la sobrecarga de uso , para los periodos de referencia básicos de uno y cinco años, respectivamente.

Observaciones finales

Finalmente, en el **Capítulo 7** se establecen unas observaciones finales que incluyen los logros alcanzados, algunas conclusiones relativas a los principios y criterios expuestos para la modificación de los coeficientes parciales, así como algunas propuestas para el desarrollo de trabajos futuros.

Capítulo 2. Evaluación de la seguridad estructural

2.1 Introducción

2.1.1 Motivación

Eventos no deseados de todo tipo, incluidos los colapsos de estructuras de ingeniería civil, conllevan consecuencias adversas entre las que se pueden mencionar:

- daños personales (muertos, heridos);
- daños medioambientales;
- alarma social;
- pérdidas económicas, incluidos los costes de reparación y de reconstrucción o la posible interrupción de una actividad económica;
- disminución del bienestar de las personas.

Uno de los retos más importantes para las sociedades modernas consiste en responder mediante actuaciones adecuadas a todas las amenazas, tanto las debidas a las fuerzas de la naturaleza como las generadas por las actividades humanas, que puedan tener consecuencias del tipo mencionado. Es por ello que el proyecto, la realización y la posterior utilización de los sistemas técnicos en general, y de las estructuras de ingeniería civil en particular, siempre implican la consideración de aspectos relacionados con la seguridad, el medio ambiente, así como la economía, con el objetivo de alcanzar un nivel de riesgo aceptable.

Según la práctica habitual, la seguridad se aborda de manera implícita en los proyectos de ingeniería estructural, enfoque que no permite justificar que los riesgos inherentes a una determinada estructura se mantengan por debajo del umbral de los riesgos aceptados. Como las normas que están en vigor normalmente ni siquiera establecen este umbral para estructuras de nueva construcción, tampoco existen criterios consistentes para la evaluación de la fiabilidad de las estructuras existentes.

Debido a la importancia de esta laguna en los reglamentos actuales, en el marco del presente trabajo se pretende establecer unos criterios que constituyan una base racional para la adopción de decisiones en relación con la seguridad de las estructuras existentes y que, además, faciliten su evaluación. Para ello, es necesario, inicialmente, llevar a cabo una revisión de estado del conocimiento relacionado con los conceptos básicos de la seguridad estructural, el tratamiento de las incertidumbres, los métodos para la evaluación de la fiabilidad estructural, los formatos de verificación de la seguridad, los niveles de fiabilidad

admitidos tanto para estructuras de nueva construcción y la fiabilidad dependiente del tiempo.

2.1.2 Contenido del capítulo

Teniendo en cuenta lo expuesto en el apartado anterior, el presente capítulo consta de siete apartados incluida la introducción. En el apartado 2.2, se describen brevemente las principales fuentes de incertidumbres asociadas con las variables básicas que intervienen en la verificación de la seguridad de una estructura. Así mismo, se enumeran las diferentes vías empleadas habitualmente para la obtención de los datos necesarios para la determinación de los parámetros que caracterizan a las variables básicas y se resumen los tipos de distribución que se suelen emplear para representar dichas variables básicas.

Los conceptos básicos de la seguridad estructural se recopilan en el apartado 2.3. En particular, se define el problema fundamental de la fiabilidad y se presenta el concepto del índice de fiabilidad de Cornell, mientras que en el 2.4 se describen brevemente los métodos empleados para la solución del problema fundamental.

En el apartado 2.5 se describen los formatos para la verificación de la seguridad estructural, se establecen las hipótesis relativas a la aplicación de los métodos probabilistas implícitos (valores de cálculo de las variables; valores numéricos para los factores sensibilidad), en concordancia con las reglas que están detrás de las normas para el dimensionado de estructuras. Además, se describe el formato de coeficientes parciales adoptado por la mayoría de las normas estructurales modernas (p. ej., [EN 1990, 2002]), [EHE, 2008], [CTE DB SE, 2003]) y se establece su relación con los métodos probabilistas explícitos.

Los requisitos de seguridad asociados con el riesgo de que se produzcan daños personales como consecuencia del colapso de una estructura se establecen en el apartado 2.6. También se presentan los niveles de fiabilidad admitidos en las normas de dimensionado y se resumen las propuestas de la literatura relevante para los valores del índice fiabilidad objetivo que se debería adoptar en la evaluación de la seguridad de una estructura existente. Finalmente, en el apartado 2.7 se exponen los aspectos más importantes relativos a la fiabilidad dependiente del tiempo.

2.2 Tratamiento de las incertidumbres

2.2.1 Tipos de incertidumbre

Las variables básicas que intervienen en la verificación de la seguridad de una estructura, tanto si se trata del dimensionado de una estructura nueva como de la evaluación de una existente, pueden involucrar una o más fuentes de incertidumbre. En el proceso de

toma de decisiones relativas a la seguridad de una estructura las principales fuentes de incertidumbre que resulten relevantes deberán ser identificadas.

De acuerdo con [ISO 2394, 1998], se suele distinguir entre tres tipos de incertidumbres asociadas con las variables básicas, por ejemplo, las acciones, las características de los materiales y los datos geométricos:

- la variabilidad aleatoria inherente, o dispersión natural;
- las incertidumbres debidas a la falta de conocimientos;
- las incertidumbres estadísticas.

A su vez, cada uno de estos tipos de incertidumbres se puede subdividir. En el caso de la variabilidad aleatoria inherente se puede dividir en incertidumbres de dos categorías según estén afectadas o no por actividades humanas. Muchos parámetros relativos a las acciones e influencias pertenecen al segundo tipo. Ejemplos son la velocidad del viento o la carga de nieve sobre el terreno. También existen parámetros de resistencia pertenecientes a este segundo tipo, por ejemplo, los relativos a la resistencia de un terreno natural. Ejemplos correspondientes al primer tipo de incertidumbres son la resistencia de los materiales constructivos (hormigón; acero; etcétera) o las dimensiones de los elementos estructurales. Estas incertidumbres se pueden reducir a través de métodos de fabricación o de producción más avanzados, o mediante métodos de control más adecuados, lo que por otro lado puede incrementar los costes de una construcción. Por este motivo, el nivel de incertidumbre se puede elegir hasta un cierto límite y la distinción entre los dos tipos puede ser importante si se tiene en cuenta la optimización económica.

Las incertidumbres debidas a la falta de conocimientos, también conocidas como epistémicas, se pueden subdividir en dos categorías: las asociadas con los modelos y las que dependen de la evolución futura de ciertos parámetros. Las incertidumbres relativas a los modelos se pueden referir tanto a los modelos de las acciones y sus efectos como a los modelos de resistencia y se pueden reducir a través de la mejora de los conocimientos mediante ensayos o investigaciones teóricas. A la segunda categoría pertenecen, por ejemplo, las incertidumbres sobre la evolución futura de las sobrecargas de uso. Las posibilidades de reducción de estas incertidumbres mediante investigaciones o estudios son muy limitadas.

Las incertidumbres estadísticas están asociadas con la evaluación estadística de los resultados de ensayos, mediciones u otras observaciones y pueden tener su origen en:

- la falta de identificación y de distinción entre diferentes poblaciones estadísticas;
- un número limitado de resultados que conduce a incertidumbres en la estimación de los parámetros estadísticos (por ejemplo, del valor medio o de la desviación típica);

- la no consideración de las variaciones sistemáticas de las variables analizadas (por ejemplo, de parámetros climáticos);
- una extrapolación excesiva de la información estadística;
- la no consideración de posibles correlaciones;
- el empleo de distribuciones estadísticas para la descripción de incertidumbres cuyo origen solo en parte es estadístico.

Normalmente, las incertidumbres estadísticas se pueden reducir a través de un mayor número de ensayos u observaciones.

2.2.2 Obtención de los datos

Los valores numéricos de los parámetros que caracterizan un modelo y sus incertidumbres se pueden obtener por diferentes vías, tales como [ISO 2394, 1998]:

- mediciones u observaciones;
- análisis;
- adopción de decisiones subjetivas;
- consideraciones o criterios de ingeniería.

Con frecuencia, los valores numéricos de estos parámetros se deducen mediante la combinación de datos obtenidos por diferentes vías de las anteriormente mencionadas. Por ejemplo, la resistencia a tracción del hormigón se puede determinar a partir de la medición de su resistencia a compresión y un análisis mediante una función de conversión.

Las variables básicas que tengan en cuenta las incertidumbres se suelen caracterizar mediante parámetros tales como el valor medio, la desviación típica, las correlaciones con otras variables y el tipo de distribución estadística. En los casos en que los valores numéricos de estos parámetros se determinen mediante mediciones u observaciones, el procedimiento suele incluir una evaluación estadística de los datos y la representación de los resultados en términos igualmente estadísticos. Si, al contrario, los valores numéricos de los parámetros se determinan mediante decisiones subjetivas o con base en criterios ingenieriles su representación directa en términos estadísticos puede resultar más difícil. No obstante, a efectos de la aplicación de los métodos probabilistas, también a estas variables se les deberían asignar unos parámetros estadísticos. Este tipo de procedimiento implica adoptar decisiones subjetivas y pueden incluir la adopción de valores deterministas para dichos parámetros. Por ejemplo, la carga útil en un almacén se podría caracterizar adoptando el valor nominal como valor medio y un hipotético exceso de carga como desviación típica. No obstante, los modelos así obtenidos son perfectamente útiles si estas decisiones se ajustan a criterios avalados por la buena práctica [Tanner, 2016].

En el Capítulo 4 del presente trabajo se describe la aplicación de la metodología bayesiana que permite la combinación de la información proveniente de resultados de ensayos o mediciones con otra adoptada mediante decisiones o criterios subjetivos. La teoría bayesiana permite la consideración conjunta de incertidumbres determinadas de forma completamente subjetiva, obtenidas analíticamente y como resultado de mediciones u observaciones. De acuerdo con [ISO 2394, 2015], la teoría bayesiana puede considerarse como la base más adecuada para una representación consistente de las incertidumbres, independientemente de su fuente. Si se dispone de una gran cantidad de datos la interpretación coincide con la frecuentista.

2.2.3 Selección de funciones de distribución

Generalmente, se dispone de un número limitado de datos para deducir los parámetros de una determinada variable. Esta situación dificulta el establecimiento inequívoco de la función de distribución estadística más adecuada. Por este motivo, en la mayoría de los casos se hace necesario seleccionar, entre los tipos conocidos de distribución, una función cuyas características se ajusten a las propiedades de la variable básica considerada.

- Para las acciones permanentes se suele adoptar una distribución Normal, siempre y cuando la posibilidad de que produzcan valores negativos no resulte contradictoria con otras hipótesis ni pueda ser la causa de resultados erróneos. De lo contrario, una distribución del tipo Lognormal resultaría más adecuada. Para las acciones variables es conveniente adoptar una distribución de valores extremos, del tipo Gumbel o Weibull, particularmente si la función debe representar un valor máximo en un determinado período de tiempo.
- Para las propiedades de los materiales y para las dimensiones de una estructura o de sus elementos, suele ser adecuada una distribución del tipo Normal o Lognormal. Una distribución Lognormal resulta preferible si, debido a motivos físicos u otras circunstancias, no se pueden producir valores negativos. Eso suele ser el caso, por ejemplo, de la resistencia de los materiales.

La selección de las funciones de distribución para las variables básicas debe realizarse con precaución considerando los posibles sesgos.

2.3 Conceptos básicos de fiabilidad estructural

2.3.1 Definición

El término más importante en la teoría de la fiabilidad estructural es la probabilidad de fallo, P_f . Para definirla se toma la hipótesis de que el comportamiento de una estructura

puede ser descrito mediante un conjunto de variables básicas $\mathbf{X} = [X_1, \dots, X_n]$ correspondientes a las acciones, propiedades mecánicas, datos geométricos y modelos de incertidumbre.

Un estado límite se puede definir como una determinada condición que, si es sobrepasada en una estructura, o en uno o más de sus elementos, se dejarían de satisfacer las solicitaciones para las cuales la estructura fue calculada. Un estado límite de una estructura (ya sea último, de servicio, de durabilidad o fatiga) queda definido por la función de estado límite (FEL), que normalmente se define de forma implícita:

$$g(\mathbf{X}) = 0 \quad (2.1)$$

Esta función se debe definir de forma que para un estado favorable de la estructura resulte positiva, $g(\mathbf{X}) > 0$; y negativa para un estado desfavorable, $g(\mathbf{X}) < 0$. El caso fundamental es el que relaciona la resistencia de una estructura, R , y las acciones que actúan sobre ella, E :

$$g(R, E) = R - E \quad (2.2)$$

El fallo de una estructura o de un elemento estructural se asocia con su transición de un estado favorable a uno desfavorable. Para la mayoría de los estados límite últimos, la probabilidad de fallo se puede representar a través de la relación:

$$P_f = P \left[g(\mathbf{X}) < 0 \right] \quad (2.3)$$

La probabilidad de no fallo (probabilidad de supervivencia, P_s , o fiabilidad) de una estructura o de un elemento estructural es el complemento de la probabilidad de fallo:

$$P_s = 1 - P_f \quad (2.4)$$

Si se analiza la fiabilidad de un elemento estructural o de una sección transversal con respecto a un determinado mecanismo de fallo y una determinada combinación de acciones e influencias, la función $g(\mathbf{X})$ se puede describir, normalmente, a través de una expresión única derivada del comportamiento mecánico. En estos casos, el análisis se puede considerar como un análisis de un elemento (en este contexto, elemento se emplea desde el punto de vista probabilista de la palabra).

En caso de aplicación directa de los métodos probabilistas explícitos se debe demostrar que, en el periodo de referencia, t_0 , la probabilidad de fallo de la estructura o del elemento estructural, P_f , no supera la probabilidad de fallo admisible, $P_{f,0}$

$$P_f \leq P_{f,0} \quad (2.5)$$

2.3.2 El problema fundamental

El caso fundamental en la seguridad de las estructuras es el que relaciona la resistencia, expresada a través de la variable R , con el efecto de las acciones, expresado a través de la variable E . Si se toman R y E como variables estocásticas con funciones de densidad de probabilidad que se suponen conocidas, $f_R(\cdot)$ y $f_E(\cdot)$, la probabilidad de fallo de un elemento sometido al efecto de la acción E y que posee una resistencia R se obtiene mediante

$$P_f = P(R \leq E) \quad (2.6)$$

$$P_f = P(R - E \leq 0) \quad (2.7)$$

O expresado a través de la función de estado límite

$$P_f = P[g(R, E) \leq 0] \quad (2.8)$$

De forma general, existirá una función de densidad conjunta de ambas variables R y E , $f_{RE}(\cdot)$, de tal manera que la probabilidad de fallo del elemento considerado vendrá dada por

$$P_f = P(R - E \leq 0) = \int \int_D f_{RE}(r, e) dr de \quad (2.9)$$

En el caso particular de que las dos variables R y E sean independientes la función de densidad $f_{RE}(\cdot)$ se obtendrá como

$$P_f = P(R - E \leq 0) = \int f_R(r) f_E(e) dr de \quad (2.10)$$

Empleando alguna de las funciones de distribución acumulada $F_R(e)$ o $F_E(r)$, se obtiene la denominada integral de convolución:

$$P_f = P(R - E \leq 0) = \int F_R(x) f_E(x) dx = \int F_E(x) f_R(x) dx \quad (2.11)$$

La Figura 2.1 muestra la representación de las distribuciones de E y R .

El problema fundamental de la fiabilidad estructural es la solución de la integral de convolución. En el caso particular considerado hasta ahora, en el que intervienen solo dos variables: la resistencia, R , y el efecto de las acciones, E ; si, además, estas dos variables tienen distribución normal es posible conocer la solución exacta (apartado 2.3.3).

Para el caso general en que se tengan más de dos variables básicas, las expresiones serían las siguientes:

$$P_f = P[g(X_1, X_2, \dots, X_n) \leq 0] \quad (2.12)$$

Figura 2.1 — Representación de las funciones de distribución de las variables E y R .

$$P_f = \int_{g \leq 0} f_{x_1, x_2, \dots, x_n} (x_1, x_1, \dots, x_n) \cdot dx_1 \cdot dx_2 \cdot \dots \cdot dx_n \quad (2.13)$$

Donde g es la FEL y $f_{x_1, x_2, \dots, x_n}$ es la función de distribución conjunta de las variables $X_1, X_2, \dots, X_n$. Si las variables son independientes, la función de distribución conjunta es igual al producto de las funciones de distribución marginales o individuales. Para la solución del caso general de la distribución de convolución se utilizan varios métodos que se expondrán brevemente en el apartado 2.4.

2.3.3 Índice de fiabilidad de Cornell

Si se considera el caso fundamental expuesto anteriormente, con una resistencia R y una sollicitación E , ambas con distribución normal y media y varianza μ_R, σ_R^2 y μ_E, σ_E^2 , respectivamente, se define el margen de seguridad, M , como:

$$M = R - E \quad (2.14)$$

La estructura o elemento estructural estará en la zona de fallo si $M < 0$. Debido a la propiedad aditiva de las variables aleatorias normales, M será una variable aleatoria normal con media, μ_M , y varianza, σ_M^2 , definidas por las expresiones:

$$\mu_M = \mu_R - \mu_E \quad (2.15)$$

$$\sigma_M^2 = \sigma_R^2 + \sigma_E^2 \quad (2.16)$$

En el caso de que R y S no sean independientes

$$\sigma_M^2 = \sigma_R^2 + \sigma_E^2 - 2\rho_{RE}\sigma_R\sigma_E \quad (2.17)$$

donde ρ_{RE} es el coeficiente de correlación entre las variables R y E . La ecuación (2.11) se puede escribir como:

$$P_f = P(R - E \leq 0) = P(M \leq 0) = \Phi\left(\frac{0 - \mu_M}{\sigma_M}\right) = \Phi(-\beta) \quad (2.18)$$

donde Φ es la función de distribución normal estándar acumulada y β es el denominado índice de fiabilidad de Cornell [Cornell, 1969]. Éste índice proporciona el valor de la fiabilidad exacto si R y E son dos variables aleatorias normales. La Figura 2.2 muestra la función de distribución de la variable M y el significado del índice de fiabilidad β .

Figura 2.2 — Representación de la función de distribución de M y significado de β .

2.4 Métodos de evaluación de la seguridad

2.4.1 Generalidades

Todas las variables que intervienen en la evaluación de la fiabilidad de una estructura tienen una naturaleza incierta y, en consecuencia, deben ser tratadas como variables aleatorias. La evaluación de la fiabilidad o de la probabilidad de fallo de una estructura a partir de las expresiones generales (2.12 y 2.13) es un problema difícil de abordar al desconocer, con frecuencia, la función de distribución conjunta de las variables básicas que aparecen en la FEL. Existen distintos métodos para abordar el estudio de la seguridad estructural. Tales métodos se agrupan en tres niveles.

2.4.2 Métodos de nivel I

En estos métodos la seguridad de la estructura se evalúa a partir de la utilización de coeficientes parciales de seguridad asociados a valores predefinidos (nominales o

característicos) de las principales variables de resistencia y de los efectos de las acciones. Su planteamiento, aunque determinista en la forma, tiene fundamento probabilista semejante al indicado en los otros niveles. Por esta razón, se conocen como métodos semi-probabilistas o probabilistas implícitos. Son los métodos empleados habitualmente en las normativas de proyecto de nuevas estructuras, por ejemplo, la EHE [EHE-08, 2008] o los Eurocódigos [EN 1990, 2002]. El formato de coeficientes parciales utilizado para la expresión de la función de estado límite se expone de forma más detallada en el apartado 2.5.2. Los desarrollos presentados en este trabajo buscan la aplicación de este método en la evaluación de estructuras existentes empleando el mismo formato de coeficientes parciales establecido para el dimensionado de estructuras nuevas, pero con valores particularizados de dichos coeficientes, que, además, permiten la incorporación de la información actualizada sobre las variables que intervienen en la función de estado límite.

2.4.3 Métodos de nivel II

Son métodos probabilistas basados en la caracterización de las variables básicas que intervienen en el cálculo de la respuesta y de la sollicitación como variables aleatorias. El cálculo de la probabilidad de superación de un cierto estado límite se realiza mediante técnicas numéricas aproximadas. Estos métodos son los más extendidos y se utilizan en la calibración de los métodos de nivel I y en la evaluación de estructuras existentes.

En esencia, los métodos de Nivel II consisten en aproximaciones sucesivas hacia el punto de dimensionado (el punto de la función de estado límite de distancia mínima al valor medio de las variables, Figura 2.3) mediante la transformación de las variables aleatorias independientes de distribución cualquiera en variables normales estandarizadas. A los métodos de este nivel corresponden el FORM (*First Order Reliability Method*) y el SORM (*Second Order Reliability Method*).

El método FORM está basado en una generalización mediante la transformación de Rosenblatt [Rosenblatt, 1952] de la teoría del FOSM (*First Order Second Moment*) propuesto por [Hasofer and Lind, 1974]. El FORM realiza una estimación de la probabilidad de fallo mediante una transformación lineal de la FEL [Izquierdo, 2002]. El valor en el punto de dimensionado de cada una de las variables se obtiene mediante la ecuación de la recta que une este punto con el origen de variables transformadas (Figura 2.3):

$$X^* = \mu_X - \alpha_X \beta \sigma_X \quad (2.19)$$

μ_X : valor medio de la variable X

σ_X : desviación típica de la variable X

α_X : coseno director de la recta con respecto al eje X

Figura 2.3 — Representación esquemática del punto de dimensionado [Holicky and Markova, 2012]

Como se verá más adelante (apartado 2.5.1), a los valores de α_x correspondientes a cada una de las variables que intervienen en la FEL se les denomina factores de sensibilidad y dado que son cosenos directores deben cumplir la condición:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i^2 = 1 \quad (2.20)$$

El procedimiento del SORM es similar al del FORM con la diferencia que la aproximación que realiza de la función de estado límite es cuadrática. Tanto el FORM como el SORM son algoritmos relativamente sencillos que en problemas que no estén mal condicionados encuentran solución rápidamente, aún con bastantes variables. Debido a que realiza una aproximación cuadrática, el método SORM proporciona resultados más precisos, especialmente cuando las funciones de estado límite tienen mucha curvatura.

La gran desventaja de estos métodos es que no proporcionan ninguna información acerca del error cometido en el cálculo. Una descripción más detallada de los métodos de Nivel II queda fuera del alcance de este trabajo. En el apartado 2.5.1 se explica cómo se determinan los valores de cálculo de las variables según el método FORM y los factores de sensibilidad normalizados [ISO 2394, 1998] que se adoptan en normativas como los Eurocódigos [EN 1990, 2002], respectivamente.

2.4.4. Métodos de nivel III

Los métodos de nivel III se basan en la determinación “exacta” de la probabilidad de fallo, P_f . Para su aplicación es preciso conocer la función de distribución conjunta de las variables que intervienen y calcular la integral (2.13).

En el caso de que las variables tengan una distribución conjunta normal y la función de estado límite sea lineal, la probabilidad de fallo, P_f , se puede obtener mediante la formulación de Cornell descrita en el apartado 2.3. Como se ha dicho antes, en general, las variables básicas no siguen una distribución normal. En este caso se puede recurrir a métodos aproximados (nivel II) o a la solución de la integral (2.13) mediante integración numérica o simulación tipo Montecarlo. De la misma manera que los métodos de nivel II, una descripción más detallada de los de nivel III queda fuera del alcance de este trabajo.

A manera de resumen se puede destacar que los métodos de nivel III permiten la solución de problemas con funciones de estado límite fuertemente no lineales y sin limitación práctica en cuanto al número de variables, pero debido a su gran complejidad numérica o el elevado número de simulaciones necesarias (Montecarlo) pueden resultar poco apropiados para su empleo en la práctica diaria. En cambio, los métodos basados en aproximaciones específicas, tipo FORM, SORM, al ser más sencillos y rápidos resultan más apropiados para la solución de problemas de fiabilidad estructural.

2.5 Formatos de verificación de la seguridad

2.5.1 El método de los valores de cálculo

2.5.1.1 Determinación mediante el método FORM

Un determinado estado límite se puede especificar en términos de un modelo de cálculo con una (o varias) función(es) $g(\dots)$ de un conjunto de variables $X_1, X_2, \dots, X_n$ relativas a las acciones, las características de los materiales, etc. La condición de ausencia del fallo estructural asociado con el estado límite considerado, se expresa formalmente de la siguiente manera, en concordancia con las relaciones (2.1) y (2.3):

$$g(X_1, X_2, \dots, X_n) \geq 0 \quad (2.21)$$

El método de los valores de cálculo se basa en una verificación directa de las situaciones de dimensionado relevantes y las correspondientes funciones de estado límite, utilizando valores de cálculo para las variables básicas que intervienen en la evaluación de la fiabilidad. A efectos de la verificación del estado límite considerado, la condición (2.21) se expresa en términos de los valores de cálculo de las variables:

$$g(x_{1d}, x_{2d}, \dots, x_{nd}) \geq 0 \quad (2.22)$$

siendo $x_{1d}, x_{2d}, \dots, x_{nd}$ los valores de cálculo de las variables $X_1, X_2, \dots, X_n$.

Los valores de cálculo de las variables básicas se pueden determinar utilizando el método FORM normalizado [ISO 2394, 2015]. De acuerdo con este método, el valor de cálculo, x_{id} , de una variable, X_i , depende de:

- Los parámetros de la variable X_i ;
- El tipo de distribución probabilista asumida;
- El índice de fiabilidad requerido, β_i , para el estado límite y la situación de dimensionado considerados;
- Un factor α_i que describe la sensibilidad de la probabilidad de fallo, asociada con el estado límite y la situación de dimensionado considerados, con respecto a la variación de X_i .

Para una distribución arbitraria de la variable, $F(x_i)$, los valores de cálculo se pueden expresar por:

$$F(x_{id}) = \Phi(-\alpha_i \beta_i) \quad (2.23)$$

siendo Φ la función de distribución normal acumulada. Los valores de los factores de sensibilidad α_i se pueden adoptar siguiendo las recomendaciones contenidas en el siguiente apartado.

2.5.1.2 Factores de sensibilidad según el método FORM

Asumiendo que las variables aleatorias de la función $g(X)$ sean estadísticamente independientes, los factores de sensibilidad, α_i , a emplear en un análisis mediante el método FORM, tienen las siguientes propiedades:

$$-1 \leq \alpha_i \leq 1 \quad (2.24)$$

$$\sum \alpha_i^2 = 1 \quad (2.25)$$

En principio, los valores de α_i se deberían determinar a partir de un análisis, mediante el método FORM [Hasofer and Lind, 1974], de un conjunto representativo de estructuras. Sin embargo, este procedimiento podría requerir muchos cálculos iterativos lo cual resultaría poco conveniente. Teniendo en cuenta lo anterior, en primera aproximación se puede adoptar un conjunto de valores normalizados para α_i (Tabla 2.1), basados en la experiencia y tomados de [ISO 2394, 2015]. Los valores reflejados en la Tabla 2.1 también han sido adoptados en los Eurocódigos [EN 1990, 2002].

Como puede comprobarse, los valores indicados en la Tabla 3.1 no cumplen la condición (2.25). Debido a que la suma de los cuadrados de los factores de sensibilidad es superior a la unidad, la aplicación de los valores numéricos indicados conduce a resultados conservadores. Con el fin de limitar los errores cometidos, estos valores solo deben aplicarse si se cumple la siguiente condición:

$$0,16 < \frac{\sigma_E}{\sigma_R} < 6,6 \quad (2.26)$$

σ_E : desviación típica de la variable correspondiente a la acción/influencia dominante

σ_R : desviación típica de la variable dominante de resistencia

Al efectuar un análisis estructural se desconoce, *a priori*, cuál de las variables se debe considerar como dominante. Por este motivo, en el análisis se deberá adoptar cada una de las variables (una a la vez) como dominante con el fin de deducir cuál de ellas resulta determinante para el problema estudiado.

Tabla 2.1 — Valores normalizados para los factores de sensibilidad α_i .

	Variable X_i	Factor de sensibilidad α_i
Resistencia	Variable dominante de resistencia	0.8
	Otras variables de resistencia	$0.4 \cdot 0.8 = 0.32$
Acciones / influencias	Acción / influencia dominante	- 0.7
	Otras variables relativas a acciones / influencias	$- 0.4 \cdot 0.7 = - 0.28$

2.5.2 El método de los coeficientes parciales

2.5.2.1 Generalidades

Los métodos semi-probabilistas o probabilistas implícitos, en los que se suele basar en la práctica el dimensionado de las estructuras, no emplean directamente los valores de cálculo, x_{id} , para las variables, X_i , que intervienen en la verificación de un determinado estado límite. Las variables aleatorias se introducen mediante sus valores representativos (según el caso, valor característico, valor nominal, valor de combinación, etc.) que se emplean con un conjunto de coeficientes parciales para las acciones e influencias y para la resistencia para determinar los respectivos valores de cálculo. Los valores numéricos de estos

coeficientes parciales dependen de una serie de factores. En los métodos analíticos aproximados, tales como el FORM o el SORM [ISO 2394, 2015], los coeficientes parciales dependen de:

- El formato de coeficientes parciales adoptado;
- El periodo de referencia adoptado;
- Los valores característico o representativo de la variable
- Los parámetros de la variable considerada (p. ej., el valor medio, μ_{Xi} , la desviación típica, σ_{Xi}) y el tipo de distribución asumida para la variable X_i ;
- El índice de fiabilidad requerido, β_i , para el estado límite y la situación de dimensionado considerada;
- Los factores α_i que tienen en cuenta la sensibilidad asociada al estado límite considerado respecto a las variaciones de la variable X_i .

Toda la información anterior debe estar relacionada con el periodo de referencia adoptado [Tanner et al., 2020]. En este contexto es importante tener en cuenta que los conceptos de periodo de referencia y la vida útil de cálculo son con totalmente diferentes. De acuerdo con [EN 1990, 2002], el periodo de referencia es el periodo de tiempo elegido que se usa como base para valorar estadísticamente acciones variables y, posiblemente, acciones accidentales. Igualmente, se usa para determinar probabilidades de fallo. La vida útil de cálculo es el periodo de tiempo durante el cual se supone que una estructura o parte de la misma va a ser utilizada para el fin previsto, con el adecuado mantenimiento, pero sin que sea necesaria ninguna modificación o reparación sustancial.

De acuerdo con [EN 1990, 2002], cuando se emplea el método de los coeficientes parciales se debe verificar que, en todas las situaciones de proyecto que se deben examinar, no se sobrepasa ningún un estado límite. En el caso de un estado límite último (ELU), la condición a cumplir en el marco de una verificación basada en el formato de los coeficientes parciales se puede expresar de la siguiente manera:

$$E_d \leq R_d \quad (2.27)$$

E_d : valor de cálculo de los efectos de las acciones/influencias

R_d : valor de cálculo de la resistencia correspondiente

Los valores de cálculo de las diferentes variables se determinan a partir de las relaciones enumeradas a continuación.

2.5.2.2 Valores de cálculo

– Valores de cálculo de los efectos de las acciones

Para una hipótesis de carga específica, los valores de cálculo de los efectos de las acciones, E_d , se pueden expresar a través de:

$$E_d = \gamma_{sd} E \left\{ \Sigma \left(\gamma_f \psi F_k \right); a_d \right\} \quad (2.28)$$

γ_{sd} : coeficiente parcial para las incertidumbres en el modelo para el cálculo de los efectos de las acciones y, en algunos casos en el modelo de las acciones

γ_f : coeficiente parcial para una acción o influencia

F_k : valor característico de una acción o influencia

a_d : valores de cálculo de las dimensiones geométricas

ψ : coeficiente para el valor de combinación de una acción (igual a 1.0 en el caso de una acción permanente o de la acción variable dominante)

– Valor de cálculo de la resistencia

De forma general, el valor de cálculo de la resistencia, R_d , para una situación de proyecto específica, pueden determinarse a través de:

$$R_d = \frac{1}{\gamma_{Rd}} R \left(\frac{\eta X_k}{\gamma_m}; a_d \right) \quad (2.29)$$

γ_{Rd} : coeficiente parcial para las incertidumbres en el modelo para la resistencia, y para las desviaciones en las dimensiones geométricas, cuando estas no se consideren explícitamente

η : factor de conversión que tiene en cuenta los efectos de volumen y escala, de la humedad, de la temperatura y de cualquier otro parámetro relevante

X_k : valor característico de la propiedad del material o producto

a_d : valores de cálculo de las dimensiones geométricas

γ_m : coeficiente parcial para la propiedad del material o producto que tiene en cuenta:

- la desviación desfavorable de una propiedad del material o producto
- la parte aleatoria del coeficiente de conversión η
- las desviaciones geométricas, si estas no se consideran explícitamente

– Valores de cálculo de las dimensiones geométricas

En el caso de que los efectos en las desviaciones en algunos datos geométricos resulten significativos para la fiabilidad de la estructura, los valores de cálculo de las desviaciones deben determinarse según:

$$a_d = a_{nom} \pm \Delta a \quad (2.30)$$

a_{nom} : valor nominal de la dimensión

Δa : desviación de la dimensión de su valor nominal

2.5.2.3 Relación entre los métodos probabilistas y el método de los coeficientes parciales

Los métodos probabilistas resultan poco adecuados a efectos de una aplicación en la práctica diaria. Por este motivo, la mayoría de las normas y códigos estructurales (p. ej. [EN 1990, 2002], [EHE-08, 2008], [CTE DB SE, 2009] o [EAE, 2011]) recurren a los métodos de los coeficientes parciales para la verificación de la seguridad estructural. El objetivo de una evaluación de la seguridad estructural mediante este método consiste en verificar si se cumple la condición (2.27), utilizando valores nominales o característicos de las variables y coeficientes parciales de forma que los valores de cálculo de las variables correspondan a los que tendrían en un análisis probabilista. La relación entre los métodos probabilistas y el método de los coeficientes parciales queda establecida a través del denominado punto de dimensionado que, de todos los posibles puntos de rotura, que forman la superficie de fallo asociada a una estructura, es el más probable (Figura 2.4). La relación entre el punto de dimensionado, el coeficiente parcial y el valor nominal o característico de una variable queda establecida por:

$$X^* = X_d = \gamma_X \cdot X_{nom} \quad (2.31)$$

X^* : valor de la variable en el punto de dimensionado obtenido en un análisis mediante métodos probabilistas

X_d : valor de la variable en el punto de dimensionado obtenido en un análisis mediante el método de los coeficientes parciales (valor de cálculo de la variable)

γ_X : coeficiente parcial

X_{nom} : valor nominal o característico de la variable empleado en una evaluación mediante los métodos de los coeficientes parciales.

La función de estado límite es la misma para ambos métodos, el probabilista y el de los coeficientes parciales, siendo la única diferencia la representación de las variables. A las distintas variables que intervienen en el problema, y por tanto en la función de estado límite, se les pueden atribuir individualmente los coeficientes parciales a introducir en el análisis. Los valores de estos coeficientes varían dependiendo de las incertidumbres asociadas con la variable correspondiente, así como de su importancia relativa dentro de la función de estado límite. Por este motivo, los coeficientes parciales para las acciones y la resistencia se deben calibrar sobre la base de un análisis probabilista.

Figura 2.4 — Relación entre el punto de dimensionado, el coeficiente parcial y el valor nominal

En términos generales, la función de estado límite, a efectos de una verificación de la seguridad estructural basada en el formato de los coeficientes parciales se puede expresar de la siguiente manera:

$$E_d = \gamma_E \cdot E_{nom} \leq R_d = \frac{R_{nom}}{\gamma_R} \quad (2.32)$$

E_d : valor de cálculo de la variable E

R_d : valor de cálculo de la variable R

E_{nom}, R_{nom} : valores nominales o característicos de las variables E y R , respectivamente

γ_E, γ_R : coeficientes parciales para las variables E y R , respectivamente.

2.6 Niveles de fiabilidad

2.6.1 Seguridad de las personas

La fiabilidad estructural está relacionada, en primer lugar, con la posibilidad de que se produzcan daños personales (muertos, heridos) como consecuencia de un colapso. Un valor máximo aceptable para la probabilidad de fallo se podría determinar a partir de una comparación con los riesgos mortales asociados con otras actividades de la vida diaria, por ejemplo, viajar en coche. A estos efectos, se debe distinguir entre los riesgos mortales desde el punto de vista de las personas como individuos (riesgo mortal individual), y desde el punto de vista de la sociedad (riesgo colectivo para las personas). En los denominados países desarrollados, el riesgo mortal global por accidentes y otros efectos adversos, incluidos incendios o colapsos estructurales, oscila entre 10^{-4} por año y más de $5 \cdot 10^{-4}$ [Tanner, 2016].

En cuanto al riesgo mortal asociado con el colapso de las estructuras se puede estimar un valor medio aproximado de 10^{-6} a 10^{-7} [Diamantidis et al., 2012].

La probabilidad de fallo admisible para una estructura depende de la probabilidad condicional de que una persona muera dado el colapso de esta estructura, y del riesgo mortal individual admisible, asociado con las estructuras:

$$P(f | \text{año}) \cdot P(d | f) \leq r_{IR,adm} \quad (2.33)$$

$P(f | \text{año})$: probabilidad de fallo de la estructura para un periodo de referencia de un año

$P(d | f)$: probabilidad de fallecimiento de una persona, presente en el momento del colapso, dado el colapso de la estructura (probabilidad condicional)

$r_{IR,adm}$: riesgo mortal individual admisible, asociado con las estructuras (expresado en términos de [(número de muertos) / (año)])

El requisito (2.33) se refiere a un periodo de un año y se debería considerar como un valor medio sobre un determinado periodo de referencia (por ejemplo, el periodo de servicio previsto o, alternativamente, un periodo del orden de 10 a 20 años). Algunas normas sugieren valores para $r_{IR,adm}$. La norma [ISO 2394, 1998], por ejemplo, admite un valor de 10^{-6} por año, mientras que para la norma suiza sobre evaluación de estructuras existentes [SIA 269, 2011] el valor admisible es de 10^{-5} .

La ecuación (2.33) establece un requisito mínimo para la seguridad de las personas a partir del riesgo mortal individual. Según las indicaciones de [ISO 2394, 1998], desde el punto de vista del riesgo colectivo, se deben evitar accidentes (frecuentes) con un gran número de muertos. A estos efectos, se deberá cumplir la condición

$$P(f | \text{año}) \leq A_1 \cdot N^{-\alpha} \quad (2.34)$$

N : número esperado de muertos

A_1 : frecuencia anual de eventos con una o más víctimas mortales

α : constante que tiene en cuenta la aversión de la sociedad hacia los riesgos

La selección de valores numéricos para A_1 y α depende de la política de seguridad nacional y debería estar basada en un consenso social. Los países grandes tendrán (para todas las actividades peligrosas juntas) valores mayores de A_1 que los países pequeños por razones de coherencia. Un país también podría decidir algún máximo para cada región, a fin de prevenir que no tenga una región todos los riesgos y otras ninguno [CIB 259, 2001]. La

norma [ISO 2394, 1998] sugiere dos valores para A , 0.01 y 0.1, y para la aversión al riesgo $\alpha = 2$.

En algunos casos, se puede admitir una probabilidad de fallo de una estructura que supere el valor más restrictivo de los deducidos de las condiciones (2.33) y (2.34). Eso ocurre si se adoptan medidas de protección específicas, por ejemplo, un plan de evacuación en caso de emergencia, con el fin de cumplir con los requisitos relativos a, respectivamente, el riesgo mortal individual y el riesgo colectivo para las personas.

2.6.2 Optimización económica

Desde el punto de vista económico, el nivel de fiabilidad requerido se puede determinar estableciendo un equilibrio entre las consecuencias de un fallo de una estructura y el coste de las medidas de protección y de seguridad. El objetivo de una optimización económica consiste en minimizar el coste total acumulado durante el periodo de servicio previsto. Formalmente, el coste total se puede representar mediante la relación

$$C_{tot} = C_b + C_m + \Sigma(P_f \cdot C_f) \quad (2.35)$$

C_{tot} : coste total

C_b : coste del proyecto y de la ejecución

C_m : coste esperado para inspección, mantenimiento y demolición

C_f : coste del fallo

P_f : probabilidad de fallo

La suma $\Sigma(P_f \cdot C_f)$ se deberá establecer para todas las situaciones de riesgo independientes y todos los posibles mecanismos de fallo. Esta representación del coste total contiene un alto grado de simplificación y se deberá detallar más a efectos de una aplicación práctica.

En los casos en los que el fallo (colapso) de una estructura pueda afectar a las personas (caso normal), además de los criterios económicos, la estructura deberá cumplir con los requisitos relacionados con la fiabilidad mínima. En estos casos, la optimización condicional se puede llevar a cabo para la relación (2.35), siempre y cuando se cumpla con los requisitos establecidos mediante las expresiones (2.33) y (2.34).

En algunos casos, el coste del riesgo ($\Sigma(P_f \cdot C_f)$) puede estar cubierto por un seguro.

2.6.3 Índice de calidad de vida

Como se ha mencionado antes, la decisión de aceptar o no un riesgo no se fundamenta en una idea absoluta del nivel de riesgo admisible, sino que conlleva cierta flexibilidad puesto que depende de la relación costo-beneficio. Puesto que los recursos con que se cuenta siempre

son limitados, éstos deben ser empleados de tal manera que permitan alcanzar el nivel de seguridad óptimo. Mediante la aplicación del enfoque seguridad frente a relación costo-beneficio, los criterios de aceptabilidad del riesgo son empleados de manera indirecta a través de la evaluación de las inversiones en seguridad.

La asignación óptima de los recursos representa un problema clásico de optimización que puede ser resuelto mediante el enfoque basado en el concepto de los indicadores sociales, por ejemplo, el índice de calidad de vida o, en sus siglas originales más conocidas en inglés, LQI (*Life Quality Index*), propuesto inicialmente por [Nathwani et al., 1997]. La idea del LQI se basa en un indicador social que describe la calidad de vida en función del Producto Interior Bruto (PIB), la esperanza de vida y el tiempo de vida activa. Una elegante y sencilla expresión del LQI obtenida es la siguiente:

$$L(g, e) = g^w \cdot e^{1-w} \quad (2.36)$$

L : índice de calidad de vida

g : es el PIB *per capita* anual

e : es la esperanza de vida al nacer

w : fracción de la esperanza de vida dedicada a una actividad económica

Considerando que el LQI se propuso originalmente sobre la base de consideraciones teóricas socio-económicas, su validez se ha justificado empíricamente posteriormente. El LQI facilita la evaluación de las decisiones acerca de la conformidad con las preferencias sociales relacionadas con las inversiones en seguridad. Basado en el LQI, es posible derivar el llamado valor óptimo del costo equivalente para evitar una víctima mortal, es decir, los gastos necesarios y asequibles que deben invertirse en el ahorro una vida más [ISO 2394, 2015].

2.6.4 Índice de fiabilidad

2.6.4.1 Generalidades

Los valores numéricos relativos a la fiabilidad de una estructura se expresan a menudo en términos del índice de fiabilidad, β , relacionado con la probabilidad de fallo, P_f , a través de la función de distribución normal:

$$\beta = -\Phi^{-1}(P_f) \quad (2.37)$$

La Tabla 2.2 contiene valores numéricos para la relación entre el índice de fiabilidad, β , y la probabilidad de fallo, P_f .

Tabla 2.2 – Relación entre el índice de fiabilidad, β , y la probabilidad de fallo, P_f [ISO 2394, 1998; EN 1990]

P_f	10^{-1}	10^{-2}	10^{-3}	10^{-4}	10^{-5}	10^{-6}	10^{-7}
β	1.28	2.32	3.09	3.72	4.27	4.75	5.2

Los valores numéricos de la probabilidad de fallo (y de los correspondientes índices de fiabilidad) a los que hacen referencia los principios expuestos en el apartado 2.3 y que se pueden determinar según los métodos mencionados en 2.4, representan valores nominales y no describen la frecuencia real de fallos estructurales. Las sustanciales diferencias entre la probabilidad de fallo nominal y la frecuencia real de fallos estructurales se deben por un lado a que en realidad los fallos son debidos, en muchos casos, a errores humanos y, por otro lado, a las simplificaciones introducidas a través de los modelos.

Debido a que las probabilidades de fallo se deben interpretar como valores nominales, las probabilidades de fallo admisibles deben estar basadas en los resultados de una calibración. El empleo de valores de este tipo para caracterizar la fiabilidad requerida de una estructura está relacionado con un conjunto consistente y específico de modelos probabilistas y de modelos estructurales. El empleo de valores calibrados para la probabilidad de fallo admisible (o para el índice de fiabilidad requerido) en combinación con otros modelos no es aceptable, ya que conduce a resultados distorsionados en cuanto al nivel de fiabilidad.

2.6.4.2 Relación entre el índice de fiabilidad y el periodo de referencia

Como el vector de variables básicas $\mathbf{X} = X_1, X_2, \dots, X_m$ es variable con el tiempo, entonces la probabilidad de fallo, P_f , también es función del tiempo y está siempre vinculada a un determinado periodo de referencia, T , el cual generalmente puede ser diferente al periodo de servicio previsto, T_d [Diamantidis, 2009].

Considerando una estructura con un nivel dado de fiabilidad, la probabilidad de fallo $P_{f,d} = P_{f,n}$, asociada a un periodo de referencia $T = n \cdot T_1$, puede deducirse a partir de una probabilidad alternativa $P_{f,a} = P_{f,1}$ correspondiente a $T_a = T_1$ (para simplificar la notación obsérvese que el primer subíndice d se refiere a n mientras el subíndice a se refiere a 1), usando una relación aproximada indicada en [ISO 2394, 2015] e [ISO 13822, 2001]:

$$P_{f,n} = 1 - (1 - P_{f,1})^n \quad (2.38)$$

Para muy pequeñas probabilidades, esta relación puede simplificarse a:

$$P_{f,n} = P_{f,1} T_n / T_1 \quad (2.39)$$

Los periodos de tiempo T_1 y T_n pueden tener una extensión arbitraria y $n = T_n / T_1$ puede no ser un número entero; T_1 es, sin embargo, a menudo de un año. La probabilidad P_n se incrementa (casi linealmente) con T_n .

Se deduce de la ecuación anterior que los índices de fiabilidad $\beta_1 = \beta_a$ y $\beta_n = \beta_d$, obtenidos según la ecuación $P_f = \Phi(-\beta)$ como $P_{f,1} = \Phi(-\beta_1)$ y $P_{f,n} = \Phi(-\beta_n)$, están relacionados mediante la expresión:

$$\Phi(\beta_n) = [\Phi(\beta_1)]^n \quad (2.40)$$

siendo $\Phi(\)$ la función de distribución normal estándar. La Figura 2.5 muestra la variación de β_n en función de β_1 para $n = 5, 25, 50$ y 100 , y permite confirmar los datos que se indican en la Tabla 2.3. Por ejemplo, si el nivel de fiabilidad de una estructura se indica mediante el valor $\beta_{50} = 3.8$, para un período de servicio previsto $T_d = T_n = 50$, entonces puede ser verificado tomando como período de referencia $T_n = T_1 = 1$ y $\beta_a = \beta_1 = 4.7$. Sin embargo, cuando el mismo índice de fiabilidad 3.8 se especifica para una estructura con período de servicio de $T_d = 25$ años, por lo tanto, $\beta_{25} = 3.8$, entonces la fiabilidad de esta estructura puede verificarse utilizando un período de referencia alternativo $T_1 = 1$ año y el índice de fiabilidad será $\beta_1 = 4.5$. De manera similar, cuando $\beta_5 = 3.8$ entonces $\beta_1 = 4.2$.

Figura 2.5 — Variación de β_n con β_1 para $n = 5, 25, 50$ y 100 [Diamantidis, 2009].

Cabe destacar que la Figura 2.5 proporciona información sobre la probabilidad de fallo correspondiente a un período de servicio previsto T_d , si se emplea el período de un año para especificar el nivel de fiabilidad requerido de una estructura. A manera de ejemplo, si se especifica el nivel de fiabilidad requerido mediante $\beta_1 = 4,7$, entonces, cuando se emplea un periodo $T_n = 5$ años se obtiene $\beta_5 = 4,3$, o cuando $T_n = 100$ años, $\beta_{100} = 3,6$.

En consecuencia, el nivel de fiabilidad de una estructura puede especificarse utilizando diferentes períodos de tiempo T , que pueden no coincidir necesariamente con el período de servicio previsto, T_d . Esto puede interesar cuando se disponga de datos experimentales de variables básicas dependientes del tiempo para un determinado periodo de referencia T (por ejemplo, de 1 en acciones climáticas como la nieve o el viento o de 5 años en el caso de las sobrecargas de uso), diferente del periodo de servicio previsto, T_d . En tal caso, sin embargo, los parámetros estadísticos de todas las variables básicas (incluyendo las dependientes del tiempo) deben estimarse para el mismo periodo de referencia T .

2.6.5 Niveles de fiabilidad admitidos en las normas de dimensionado

La mayoría de las normas estructurales modernas indican valores numéricos para el índice de fiabilidad requerido, β_t , referidos a un determinado período de tiempo y en función de las consecuencias de un fallo estructural y del coste relativo de un incremento de la fiabilidad.

La norma [ISO 2394, 1998] propone valores numéricos para el índice de fiabilidad requerido, referidos a todo el periodo de servicio de la estructura, en función el coste de las medidas de seguridad y las consecuencias del fallo. En la Tabla 2.3 se indican los valores del índice de fiabilidad propuestos por la [ISO 2394, 1998] sin que se especifique un valor particular para T_d .

Tabla 2.3— Valores nominales, referidos a todo el periodo de servicio, para el índice de fiabilidad requerido β_t [ISO 2394, 1998].

Coste relativo para incrementar la fiabilidad	Consecuencias de un fallo estructural			
	Despreciables	Pequeñas	Moderadas	Grandes
Elevado	0	1.5	2.3	3.1
Moderado	1.3	2.3	3.1	3.8
Bajo	2.3	3.1	3.8	4.3

Los valores de la Tabla 2.3 se han deducido aplicando los métodos de los valores de cálculo (apartado 2.5.2.2), adoptando las siguientes hipótesis para las funciones de distribución de los modelos probabilista:

- a) Modelos de resistencia : Lognormal o Weibull
- b) Acciones permanentes : Normal
- c) Acciones variables : Gumbel

La norma [ISO 2394, 1998] también recomienda valores para el índice de fiabilidad requerido para diferentes estados límite:

- a) Para estados límite de servicio
 - reversibles : $\beta_t = 0$
 - irreversibles : $\beta_t = 1.5$
- b) Para fatiga: $\beta_t = 2.3$ a 3.1 (en función de las posibilidades de inspección)
- c) Para estados límite últimos: $\beta_t = 3.1$; 3.8 ; 4.3

El empleo de estos valores a efectos de un análisis probabilista explícito requiere necesariamente la adopción de las mismas hipótesis en las que se basan los valores nominales de la Tabla 2.2.

En el *Probabilistic Model Code* [JCSS, 2001b] editado por el *Joint Committee on Structural Safety* (JCSS) también se proponen valores del índice de fiabilidad requerido para períodos de referencia de 1 año y estados límite últimos, en función del costo relativo para alcanzar el nivel de seguridad y de las consecuencias del fallo de una estructura. Los valores propuestos en el código modelo del JCSS se indican en la Tabla 2.4.

Tabla 2.4 – Índice de fiabilidad requerido, β_t , para estados límite últimos y para un periodo de referencia de un año [JCSS, 2001b]

Costo relativo de las medidas de seguridad	Consecuencias leves	Consecuencias moderadas	Consecuencias graves
Alto	$\beta_t = 3.1$ ($P_f \approx 10^{-3}$)	$\beta_t = 3.3$ ($P_f \approx 10^{-4}$)	$\beta_t = 3.7$ ($P_f \approx 10^{-4}$)
Normal	$\beta_t = 3.7$ ($P_f \approx 10^{-4}$)	$\beta_t = 4.2$ ($P_f \approx 10^{-5}$)	$\beta_t = 4.4$ ($P_f \approx 10^{-6}$)
Bajo	$\beta_t = 4.2$ ($P_f \approx 10^{-5}$)	$\beta_t = 4.4$ ($P_f \approx 10^{-6}$)	$\beta_t = 4.7$ ($P_f \approx 10^{-6}$)

El Eurocódigo [EN 1990, 2002] también establece una clasificación en tres niveles de fiabilidad (alto, normal, bajo) en función de las posibles consecuencias (Tabla 2.5) y

especifica unos valores para el índice de fiabilidad requerido en β_t para cada una de estas clases de consecuencias y para periodos de referencia de 1 y 50 años sin incluir ninguna relación explícita con el periodo de servicio previsto T_d . Cada pareja de valores correspondiente a una clase de fiabilidad representa un mismo nivel de fiabilidad. Por ejemplo, si se considera la clase de fiabilidad RC2 y un periodo de servicio de 50 años, entonces debe tomarse un índice de fiabilidad $\beta_t = 3.8$ para la verificación de la seguridad estructural, conjuntamente con los parámetros estadísticos de las variables correspondientes a los efectos de las acciones dependientes del tiempo, referidos al mismo período de tiempo. El mismo nivel de fiabilidad se alcanzaría si se toma un período de referencia de 1 año y un índice de fiabilidad $\beta_t = 4.7$ [Diamantidis, 2009]. El Eurocódigo [EN 1990, 2002] también establece valores para β_t para los estados límite de servicio irreversibles y para los periodos de referencia de 1 y 50 años: $\beta_{t1} = 2.9$ y $\beta_{t50} = 1.5$.

En los documentos disponibles no se establece de forma explícita como tener en cuenta el periodo de servicio previsto, T_d . Tanto el Eurocódigo [EN 1990, 2002] como la norma [ISO 2394, 1998] indican el valor objetivo, β_t , para períodos de referencia determinados; sin embargo, no ofrecen una regla específica para el ajuste del valor de β_t a diferentes períodos de servicio, T_d , recomendados para diversos tipos de obras de construcción. En el caso de los valores propuestos en [JCSS, 2001b], las probabilidades de fallo admisibles para el periodo de servicio T_d pueden determinarse de forma aproximada multiplicado los valores dados en la Tabla 2.4 por T_d y por un factor c que tiene en cuenta la correlación entre los diferentes fallos que pueden ocurrir en un año. En la mayoría de los casos, los posibles fallos son independientes y, en consecuencia, $c \cong 1$.

Tabla 2.5 – Valores del índice de fiabilidad requerido, β_t , según [EN 1990, 2002]

Clases de fiabilidad	Consecuencia de pérdida de vidas humanas, económicas, sociales o medioambientales	Índice de fiabilidad, β		Ejemplos de edificios y obras de ingeniería civil
		Para $T = 1$ año	Para $T = 50$ años	
RC3 – Alta	Grave	5.2	4.3	Puentes, edificios públicos
RC2 – Normal	Moderada	4.7	3.8	Edificios residenciales y de oficinas
RC1 – Baja	Leve	4.2	3.3	Edificios agrícolas, invernaderos

2.6.6 Índices de fiabilidad requeridos para estructuras existentes

La aplicación del mismo nivel de seguridad requerido para las estructuras nuevas a las estructuras existentes puede no estar justificado desde un punto de vista económico [Vrouwenvelder and Scholten, 2010]. Esto es debido a que los costos para alcanzar un nivel de seguridad más elevado en una estructura existente son mucho mayores que para una estructura nueva. En consecuencia, algunos documentos proponen la reducción del nivel de seguridad requerido para las estructuras existentes. Sin embargo, es necesario determinar con qué criterios se reduce.

De acuerdo con la Especificación Técnica [CEN/TS 17440, 2020], los requerimientos para una estructura existente en términos su fiabilidad deben definirse a través del índice de fiabilidad requerido, β_t , asociado a un periodo de referencia. La Especificación Técnica [CEN/TS 17440, 2020] también indica que el nivel de fiabilidad requerido para una estructura existente puede ser menor que el de una estructura nueva, por los mismos motivos señalados en el párrafo anterior, y debe tener en cuenta los factores relevantes que incluyen:

- la posible causa y/o el modo de alcanzar un estado límite;
- las posibles consecuencias del fallo en términos del riesgo para la vida, lesiones o posibles pérdidas económicas;
- la aversión pública al fracaso;
- los gastos y procedimientos necesarios para reducir el riesgo de fallo.

A continuación, se resumen y discuten algunas de las propuestas encontradas en la literatura para la reducción del nivel de seguridad y, en consecuencia, de los coeficientes parciales.

Para empezar, en [Allen, 1993] se establecen unos criterios para determinar los niveles de seguridad requeridos y los coeficientes parciales para la evaluación de la seguridad de estructuras existentes que tienen en cuenta los siguientes cuatro factores:

- comportamiento de los elementos: fallo dúctil o frágil.
- comportamiento del sistema: redundancia.
- condiciones de inspección y mantenimiento.
- la probabilidad y el número de personas en riesgo.

En el caso de los puentes, según lo propuesto en [Allen, 1993], la modificación de los niveles de seguridad requeridos se realiza a través de un ajuste en el índice de fiabilidad requerido expresado mediante:

$$\Delta\beta_t = \beta_{t,d} - \beta_{t,e} \quad (2.41)$$

donde $\beta_{t,d}$ y $\beta_{t,e}$ son los índices de fiabilidad objetivo para el dimensionado de nuevas estructuras y para la evaluación de las existentes, respectivamente. El ajuste, $\Delta\beta_t$, se descompone de la siguiente manera

$$\Delta\beta_t = \Delta_C + \Delta_S + \Delta_I + \Delta_R \quad (2.42)$$

donde Δ_C , Δ_S , Δ_I y Δ_R , respectivamente, representan los ajustes correspondientes a cada uno de los cuatro factores relacionados anteriormente. El rango de valores que puede adoptar $\beta_{t,e}$ va desde un límite superior de 3.75, que corresponde a un nivel de seguridad equivalente al indicado en el código canadiense en vigor en el año de la publicación (1993) para los puentes de nueva construcción, hasta un valor mínimo de 2.0 que corresponde al valor máximo del riesgo aceptable.

Para las estructuras de edificación se adopta un enfoque similar teniendo en cuenta los factores señalados, pero el factor de ajuste para la inspección y mantenimiento, Δ_I , se reemplaza por un factor para el desempeño pasado. Cabe destacar, sin embargo, que tal condición debería afectar la fiabilidad real de la estructura y no el nivel de seguridad requerido.

Aunque según la norma [ISO 2394, 1998] se recomienda que los requerimientos tanto para la seguridad como para el adecuado funcionamiento de una estructura existente sean, en principio, similares al de una estructura nueva, en la norma [ISO 13822, 2010] se establecen unas diferencias fundamentales entre los dos casos:

- a) Consideraciones económicas: coinciden fundamentalmente con lo anteriormente expuesto acerca de los costos para alcanzar un determinado nivel de fiabilidad en relación con las estructuras nuevas.
- b) Consideraciones sociales: incluyen los trastornos, o incluso desplazamientos que se puedan ocasionar a los ocupantes de los edificios o a las actividades que se desarrollan en los mismos, así como el valor patrimonial; consideraciones que no afectan a las estructuras nuevas.
- c) Consideraciones de sostenibilidad: reducción de los residuos y reciclaje; de menor importancia en el diseño de nuevas estructuras.

Como consecuencia, según la norma [ISO 13822, 2010] el objetivo de la “mínima intervención estructural”, que utilice en la medida de lo posible los materiales existentes en la estructura, es aplicable a la mayoría de las estructuras existentes de uso y ocupación normales.

En cuanto a los valores para el índice de fiabilidad requerido que deben emplearse en la evaluación de estructuras existentes, la norma [ISO 13822, 2010] señala que estos deberían

elegirse de acuerdo con las normas en vigor, si tales existen. En caso contrario, presenta unos valores a título ilustrativo que, para los estados límite últimos, en función de las consecuencias del fallo, coinciden con los indicados en la Tabla 2.3 [ISO 2394, 1998] para el nivel bajo de costos relativos de las medidas de seguridad. La norma [ISO 13822, 2010] indica que la aplicación de los niveles de fiabilidad objetivo sugeridos requiere prestar la mayor atención, por parte del evaluador, a la determinación de las posibles consecuencias del fallo en términos riesgo para las personas.

En el documento [JCSS, 2001a], se propone que la reducción en el nivel de fiabilidad podría ser estimada a partir de la Tabla 2.4 adoptando para las estructuras existentes los valores asociados a la categoría superior de los costos relativos de las medidas de seguridad, es decir, una categoría por encima de la que correspondería a una estructura nueva.

En [Vrouwenvelder and Scholten, 2010] se propone que el índice de fiabilidad requerido para una estructura existente se determine mediante la siguiente expresión:

$$\beta_{t,e} = \beta_{t,new} - \Delta\beta_t \quad (2.43)$$

con $\Delta\beta_t > 1$, por ejemplo 1.5. Según [Vrouwenvelder and Scholten, 2010] este valor es genérico y para casos específicos debe llevarse a cabo un proceso de optimización. De acuerdo con el Eurocódigo [EN 1990, 2002], para la clase de fiabilidad 2 una reducción de 1.5 en el valor de β_t significa pasar de 3.8, para un periodo de referencia de 50 años, a 2.3. Una excepción debe hacerse, afirman los mismos autores, en el caso de las edificaciones en las cuales el viento es la variable dominante, cuyo nivel de fiabilidad es inferior al valor requerido de 3.8. Un valor de 2.8 parece adecuado para este tipo de estructuras [Vrouwenvelder and Scholten, 2008]. Por lo tanto, para las estructuras con el viento como variable dominante el valor de β_t pasaría de 2.8 a 1.3. Sin embargo, para [Vrouwenvelder and Scholten, 2010] la seguridad de las personas resulta decisiva en la mayoría de los casos y proponen como solución práctica establecer un valor mínimo de $\beta_t = 2.5$ en todos los casos (con el viento como variable dominante o no dominante), en combinación con un período de referencia de 15 años. Dichos autores concluyen que para estructuras existentes en las que el viento es la acción variable dominante el criterio de seguridad de las personas resulta siempre dominante, y en el caso en que no es dominante en la mayoría de los casos. Siguiendo este mismo razonamiento, se han obtenido valores para β_t y períodos de referencia mínimos para otras clases de consecuencias. En la Tabla 2.6 se indican los valores obtenidos por [Vrouwenvelder and Scholten, 2010]. Las clases de consecuencias y los niveles de fiabilidad coinciden con los establecidos en el Eurocódigo [EN 1990, 2002] y se ha añadido una clase de consecuencias 0 en la que se considera que no existe riesgo para las vidas humanas. Es necesario resaltar que las indicaciones y valores propuestos en [Vrouwenvelder

and Scholten, 2010] forman parte del desarrollo de una nueva norma holandesa para la evaluación de estructuras existentes.

Tabla 2.6 — Valores mínimos para el índice de fiabilidad requerido, β_t , para un período de referencia mínimo [Vrouwenvelder and Scholten, 2010]

Clase de consecuencia	Período de referencia mínimo para estructuras existentes	β_t – estructuras nuevas		β_t – estructuras existentes	
		wn	wd	wn	wd
0	1 año	3.3	2.3	1.8	0.8
1	15 años	3.3	2.3	1.8 ^a	1.1 ^a
2	15 años	3.8	2.8	2.5 ^a	2.5 ^a
3	15 años	4.3	3.3	3.3 ^a	3.3 ^a
Clase 0: Como la clase 1, pero sin involucrar la seguridad de ninguna persona wn = viento no dominante wd = viento dominante (a) = en este caso corresponde al límite mínimo para la seguridad de las personas					

A la vista de las propuestas encontradas para la adopción de niveles de seguridad diferentes a los requeridos para estructuras nuevas, se puede afirmar que es necesario contar con unos criterios de aceptación de riesgos que proporcionen una base racional para la toma de decisiones acerca de la fiabilidad de las estructuras existentes. En [Tanner and Hingorani, 2010] se han deducido unos criterios de aceptación para los riesgos colectivos e individuales asociados con las estructuras de edificación que podrían emplearse en el marco de la evaluación de estructuras existentes.

A continuación, se resume una propuesta para la determinación del índice de fiabilidad requerido a emplear en la evaluación de una estructura existente a partir de los criterios de aceptación de riesgos deducidos en [Tanner and Hingorani, 2015]. Los resultados de este estudio se representan en términos de los riesgos admisibles para las personas, tanto a nivel individual como colectivo. Estos resultados sugieren que un riesgo individual asociado con las estructuras del orden de 10^{-5} por año ($r_{IR} = 10^{-5} \text{ y}^{-1}$) podría adoptarse como límite aceptable [Tanner and Hingorani, 2015]. Este valor está un orden de magnitud por debajo de la tasa mortal individual debido a los accidentes en general, de 10^{-4} por año, por lo que se considera un requisito razonable en relación con la seguridad estructural.

Los riesgos colectivos asociados con un determinado sistema, por ejemplo, los edificios construidos en una determinada promoción o en un país, se representan numéricamente, a

través de las denominadas curvas frecuencia – consecuencias, $F-n$, en las que n refleja el número de víctimas mortales y $F(n)$ la frecuencia anual de los eventos con n o más víctimas. Para el sistema considerado, estas curvas ponen de manifiesto la relación entre los eventos con unas consecuencias de un determinado alcance y su frecuencia o probabilidad de ocurrencia. A título de ejemplo, la Figura 2.6 refleja los criterios de aceptación obtenidos en el marco del trabajo de [Tanner and Hingorani, 2015] para edificios donde se pueden producir concentraciones de personas (categoría CC3 según el Eurocódigo [EN 1990, 2002]).

Figura 2.6 — Criterios de aceptación de los riesgos colectivos en términos de diagramas frecuencia, F - consecuencias, n , en función de la superficie construida, A , para edificios de la categoría CC3 [EN 1990, 2002] y un periodo de referencia de un año (izquierda: valores medio; derecha: cuantil del 95%).

En la Figura 2.7 se representan los valores medio (línea discontinua) y el correspondiente al cuantil del 95% (línea continua) del índice de fiabilidad requerido, β_i , para elementos estructurales constitutivos de edificios pertenecientes a la categoría de consecuencia CC3 [EN 1990, 2002], en función del área afectada por el colapso para un periodo de referencia de un año [Tanner and Hingorani, 2015]. Estos valores se obtienen transformando las probabilidades de fallo objetivo mediante la inversa de la función de distribución normal estándar. A efectos comparativos, en la Figura 2.7 también se representa el índice de fiabilidad requerido para estados límite últimos según el Eurocódigo [EN 1990, 2002] para edificios de la misma clase de consecuencia para un periodo de referencia de un año, $\beta_n = 5,2$ (Tabla 2.5).

Cabe recordar que los límites de aceptación no necesariamente son los mismos para todas las estructuras. Esta diversificación es particularmente importante en el caso de las estructuras existentes. Un incremento de los requisitos de seguridad implica menores costes en la fase de dimensionado de estructuras nuevas que en estructuras existentes [Steenbergen and Vrouwenvelder, 2010]. Por este motivo, resulta razonable aceptar unos riesgos mayores

para la evaluación de estructuras existentes que para el dimensionado de estructuras nuevas. De acuerdo con lo anterior, podrían adoptarse como criterios de aceptación de los riesgos para las personas asociados con las estructuras existentes los valores correspondientes al cuantil del 95% (línea continua en la Figura 2.7), mientras que para los asociados con las estructuras nuevas se proponen los correspondientes al valor medio (línea discontinua, Figura 2.7).

Figura 2.7 — Índice de fiabilidad requerido en función del área afectada por el colapso para elementos estructurales de la categoría CC3 para un periodo de referencia de 1 año [Tanner and Hingorani, 2015].

Por otra parte, los valores admisibles para los riesgos colectivos correspondientes al cuantil del 95%, representados en la parte derecha de la Figura 2.6, pueden adoptarse como criterios de aceptación en el caso de evaluación de una estructura existente mediante métodos explícitos de análisis de riesgos. Los valores correspondientes del índice de fiabilidad requerido (línea continua en la Figura 2.7) se podrían emplear como criterio de aceptación en el caso de la evaluación de una estructura existente por medio de métodos de fiabilidad, o para la calibración de los coeficientes parciales a emplear en una evaluación mediante métodos más convencionales.

El Boletín de la *fib* [fib, 2016], por su parte, con base en una combinación de consideraciones económicas y de seguridad para las personas formula unas recomendaciones para la adopción de los índices de fiabilidad requeridos para edificios y puentes existentes, asumiendo una vida útil remanente menor o igual a 50 años y un periodo de referencia, t_{ref} ,

igual a la vida útil remanente, y, además, en función de las clases de consecuencias y del área colapsada, A_{col} . De acuerdo con estas recomendaciones, señala que para la evaluación de las estructuras existentes se requiere especificar un índice de fiabilidad requerido mínimo, β_{0t} , por debajo del cual la estructura debe reforzarse (o se debe tomar alguna otra medida de seguridad) y un índice de fiabilidad requerido, $\beta_{up,t}$, para la estructura reforzada.

Los siguientes son los valores recomendados para $\beta_{0t} = 2.8$:

$$CC1: \beta_{0t} = \max(2.8; \beta_{0t, \text{human safety}})$$

$$CC2: \beta_{0t} = \max(2.3; \beta_{0t, \text{human safety}})$$

$$CC1: \beta_{0t} = \max(1.8; \beta_{0t, \text{human safety}})$$

Los valores de $\beta_{0t, \text{human safety}}$ para las clases de consecuencias CC2 y CC3 se determinan en función del periodo de referencia, t_{ref} , y de del área colapsada, A_{col} , mientras que para CC1 solo dependen de t_{ref} . De acuerdo con indicaciones de [fib, 2016], para una vida útil remanente de, por ejemplo, 10 y 30 años, el valor de $\beta_{0t, \text{human safety}}$, que tiene en cuenta los riesgos individuales y colectivos, resulta dominante frente a las consideraciones económicas.

En cuanto a los valores recomendados para $\beta_{up,t}$, se establecen los siguientes:

$$CC1: \beta_{up,t} = 3.8 \text{ para } A_{col} < A_{inter}$$

$$CC2: \beta_{up,t} = 3.3 \text{ para } A_{col} < A_{inter}$$

$$CC1: \beta_{up,t} = 2.8 \text{ para cualquier } A_{col}$$

Los valores de $\beta_{up,t}$ para cuando $A_{col} \geq A_{inter}$, para las clases de consecuencias CC2 y CC3 se determinan mediante expresiones en función de t_{ref} , y de A_{col} , siendo A_{inter} el área para el cual dichas expresiones llevan al mismo valor de $\beta_{up,t}$. Según [fib, 2016], la seguridad de las personas resulta el factor dominante para $\beta_{up,t}$ para periodos de referencia pequeños. El Boletín [fib, 2016] también señala que, cuando la seguridad de las personas no esté amenazada por un fallo estructural (p. ejemplo, en fallos asociados a la resistencia a flexión en vigas de hormigón armado con suficiente ductilidad, o en el caso de fallos en edificios industriales con ocupación limitada) deben considerarse solo los valores para β_{0t} y $\beta_{up,t}$ que resulten de la optimización económica.

A modo de conclusiones extraídas de los trabajos revisados en el presente apartado, pueden destacarse los siguientes aspectos relacionados con los criterios para la adopción de los niveles de seguridad requeridos para las estructuras existentes:

- Usualmente, los criterios de aceptación de riesgos para las estructuras existentes se definen en términos de probabilidades de fallo o índices de fiabilidad requeridos.

- Cuando sea necesaria una nueva evaluación o el posible refuerzo de una estructura existente, en la mayoría de los casos parecen coincidir en que resulta apropiado considerar un nivel de seguridad más bajo comparado con el indicado en las normas para estructuras nuevas.
- Los criterios de seguridad aceptados dependen de parámetros como el coste de la seguridad, las consecuencias del fallo o la vida útil remanente.
- En general, para las estructuras existentes se recomienda un incremento de aproximadamente un orden de magnitud en el nivel de riesgo aceptable para las personas comparado con el de una estructura nueva, especialmente si los costes para incrementar la seguridad son demasiado altos.

Los aspectos enumerados anteriormente coinciden fundamentalmente con las conclusiones de [Diamantidis and Bazzurro, 2007] en el que se hace una revisión de los criterios de aceptación de riesgos para las estructuras existentes encontrados en la literatura hasta la fecha de su publicación.

2.7 Fiabilidad dependiente del tiempo

2.7.1 Problemática general

En los problemas de fiabilidad dependiente del tiempo, la determinación de la probabilidad de fallo requiere, en términos generales, establecer la probabilidad expresada como:

$$P_f = P \left\{ \bigcup_i g_{ij}(\mathbf{X}, t) < 0 \text{ para } t \in [0, T] \right\} \quad (2.44)$$

g_{ij} : funciones de fallo (Funciones Límite) en el espacio de las variables básicas

i : número del modo de fallo

j : número del elemento

En la ecuación (2.44) las funciones $g_{i1} \leq 0$, $g_{i2} \leq 0$, etc., especifican una secuencia de fallo de una estructura para un determinado modo de fallo, i . La dependencia del tiempo puede estar relacionada con las acciones e influencias, o con la resistencia (por ejemplo, debido a un mecanismo de deterioro). Algunas de las variables X pueden ser funciones del tiempo y de coordenadas espaciales.

2.7.2 Problemas invariables en el tiempo

En los casos en los que todas las variables X puedan considerarse invariables en el tiempo, la probabilidad de fallo, P_f , se determina a partir de la relación

$$P_f = \int_{DF} f_x(x) dx \quad (2.45)$$

$f_x(x)$: función de densidad de probabilidad conjunta de las variables aleatorias básicas X

DF : dominio de Fallo

En general, los dominios de fallo quedan definidos por las intersecciones y uniones de los dominios caracterizados por

$$g_{ij}(X) \leq 0 \quad (2.46)$$

Los valores numéricos de la probabilidad de fallo se pueden determinar mediante:

- Métodos analíticos exactos;
- Métodos de integración numérica;
- Métodos analíticos aproximados (FORM, FOSM, SORM);
- Métodos de simulación (por ejemplo, Monte Carlo).

O mediante la combinación de diferentes métodos. En algunos casos, la ecuación (2.32) puede integrarse analíticamente. Cuando el número, n , de variables aleatorias es pequeño, por ejemplo, $n \leq 5$, varios métodos de integración numérica pueden ser convenientemente aplicados. Algunos de los métodos enumerados anteriormente se resumen brevemente en el apartado 2.4. y, tal como se menciona en el mismo apartado, una descripción más detallada de estos métodos queda fuera del alcance de este trabajo

2.7.3 Transformación de problemas variables en problemas invariantes en el tiempo

En relación con las estructuras, la dependencia del tiempo puede deberse a la variabilidad en el tiempo de las acciones e influencias y/o de la resistencia (mecanismos de deterioro). En general, las acciones, influencias o resistencias que sean variables en el tiempo, se deben representar a través de procesos estocásticos. De acuerdo con [ISO 2394, 2015], se pueden distinguir dos tipos de problemas variables en el tiempo asociados con:

- los fallos debidos a valores extremos;
- los fallos causados por la acumulación y progresión de los efectos a lo largo del tiempo (por ejemplo: fatiga, corrosión).

En el caso de un fallo debido a un valor extremo, el proceso puede ser sustituido por una variable aleatoria representando las características extremas (mínimo o máximo) de dicho proceso a lo largo del periodo de referencia adoptado, generalmente de un año. Si estuviesen involucrados más de un proceso estocástico, ellos deberían combinarse, teniendo en cuenta las dependencias entre procesos.

En cuanto a los fallos debidos al deterioro acumulativo, la historia total de carga hasta alcanzar el punto de fallo puede ser importante. En tales casos, la dependencia del tiempo se puede tener en cuenta subdividiendo el periodo de referencia en intervalos y calculando la probabilidad de fallo como la probabilidad de fallo de un sistema en serie compuesto por los intervalos de tiempo individuales.

En el caso de la fatiga, la función empleada para describir un fallo debido a ella se podrá expresar, por ejemplo, en los términos de las curvas SN y de la regla de Palmgren – Miner. De esta manera, y si se refiere a un determinado periodo de tiempo, la función será invariable en el tiempo.

Cuando se determina la fiabilidad y la vida útil remanente de una estructura existente, el efecto de las variaciones en el tiempo, tanto de la resistencia, debido, por ejemplo, al deterioro, como de las cargas, debe ser tenido en cuenta. Sin embargo, tal como se ha establecido en el Capítulo 1, los problemas variables en el tiempo debidos al deterioro de la resistencia quedan fuera del alcance de este trabajo.

Capítulo 3. Evaluación de la fiabilidad de estructuras existentes

3.1 Introducción

3.1.1 Motivación

Como se ha mencionado en varias ocasiones, la diferencia fundamental entre la evaluación de una estructura existente y el dimensionado de una de nueva construcción reside en el estado de la información. En estructuras existentes normalmente es posible incrementar el nivel de precisión de los modelos de cálculo a través de la adquisición de más datos sobre la estructura analizada. En la mayoría de los casos, el coste de la actualización de la información se compensa con una reducción significativa del coste de la intervención o de otros costes, puesto que una evaluación demasiado conservadora puede conducir a limitaciones no justificadas de las cargas variables de uso, así como a refuerzos o demoliciones innecesarias de estructuras existentes.

Normas estructurales relativas a la evaluación de estructuras existentes como la [ISO 13822, 2010] o el Código Técnico de la Edificación [CTE DB SE, 2009], que contiene un anejo dedicado a esta temática, establecen un marco global para llevar a cabo las evaluaciones. Ambas incluyen procedimientos de evaluación por fases, en los cuales, partiendo de datos generales, se afina la precisión de los modelos para la resistencia y para los efectos de las acciones de una fase a otra, mejorando las hipótesis de cálculo a través de la actualización de la información.

En el marco del procedimiento incluido en el Código Técnico de la Edificación [CTE DB SE, 2009], así como la Especificación Técnica [CEN/TS 17440, 2020], se adoptan métodos para la evaluación que emplean formatos de verificación similares a los que se usan habitualmente en el dimensionado de estructuras nuevas, pero modificando los valores representativos de las variables y los coeficientes parciales en función de la información actualizada. Sin embargo, la escasa información específica relativa a estas modificaciones hace que su aplicación práctica quede restringida. Se necesitan conocimientos detallados de los métodos probabilistas de cálculo, poco aptos para ser aplicados en la práctica diaria, para poder aprovechar las ventajas inherentes al procedimiento de evaluación por fases que permite tener en cuenta la influencia de la reducción del nivel de incertidumbre asociada a las variables. Por esta razón, en este capítulo se presenta el desarrollo unas herramientas para la evaluación de estructuras existentes que permiten aplicar un formato de coeficientes

parciales similar al que se emplea en el dimensionado de estructuras nuevas sin la necesidad de emplear métodos probabilistas de cálculo.

3.1.2 Contenido del capítulo

El capítulo se inicia con la introducción para continuar, en el Apartado 3.2, con la descripción del procedimiento de evaluación por fases que se propone emplear en la evaluación de la fiabilidad de una estructura existente.

En el apartado 3.3 se describen las herramientas desarrolladas para facilitar la aplicación del método de los coeficientes parciales a la evaluación de las estructuras existentes, incorporando la información actualizada sobre la estructura analizada.

El apartado 3.4 incluye, inicialmente, una breve revisión de las diferentes propuestas de formatos para la verificación de la seguridad encontradas en la literatura publicada y que se basan en el método de los coeficientes parciales. A continuación, se presenta la propuesta de formato desarrollada en este trabajo.

En el apartado 3.5 se resume la deducción, llevada a cabo en trabajos anteriores, de unos modelos probabilistas para las variables básicas que intervienen en la evaluación de elementos estructurales de hormigón armado. Estos modelos pueden ser usados como información *a priori* para la actualización de la función de distribución estadística y los parámetros (valor medio, μ_{Xi} , y desviación típica, σ_{Xi}) de dichas variables, así como de sus valores característicos, $x_{k,i}$, mediante la combinación con la información proveniente de resultados y mediciones.

El apartado 3.6 está dedicado a una breve descripción de la influencia de la variación de las variables en la fiabilidad de una estructura. En el apartado 3.7 se especifican los aspectos más importantes a tener en cuenta para la adquisición y actualización de la información relativa a la estructura que se pretende evaluar, incluyendo el tipo de información necesaria para la evaluación, la planificación de su obtención, los métodos y técnicas para su adquisición y, finalmente, el tratamiento de la información obtenida y las técnicas para su actualización. Por último, el apartado 3.8 contiene unas observaciones finales acerca de los desarrollos presentados en el capítulo.

3.2 Procedimiento para la evaluación de una estructura existente

3.2.1 Generalidades

En el presente apartado se define el procedimiento para la evaluación de la seguridad de una estructura existente, en concordancia con los principios del análisis de la fiabilidad estructural. Los conceptos básicos para el análisis de la fiabilidad de una estructura están establecidos en la normativa vigente [EN 1990, 2002; CTE DB SE, 2009; ISO 2394, 2015] y

han sido tratados de forma resumida en el capítulo anterior. No obstante, debido a consideraciones de tipo económico, social o medioambiental, puede existir un mayor grado de diferenciación entre la evaluación de la fiabilidad de estructuras existentes y el dimensionado de estructuras de nueva construcción.

Algunos de los motivos para iniciar la evaluación de una estructura existente son:

- cambio previsto de la utilización (cambio de las acciones, cambio de los riesgos);
- extensión del período de servicio;
- alteración de la estructura;
- observación (por ejemplo, en una inspección periódica) de daños estructurales (deterioro, grietas, deformaciones excesivas, corrosión, fatiga, etc.);
- observación (por ejemplo, en una inspección periódica) de movimientos del terreno (asientos, deslizamientos, socavaciones, etc.);
- daños causados después de situaciones extraordinarias (choques, explosiones, sismos, etc.);
- defectos que resulten de errores durante el dimensionado o la construcción que no hayan sido detectados previamente;
- por requerimiento de las autoridades, de las compañías aseguradoras, de la propiedad, etc.;
- nuevos conocimientos que aconsejen una evaluación;
- entrada en vigor de nuevas normas estructurales con requisitos de fiabilidad más rigurosos que los de las normas anteriores.

El procedimiento establecido a continuación es aplicable para la evaluación de una estructura existente, suponiendo que ésta se haya concebido, dimensionado y construido de acuerdo con las reglas de la ingeniería generalmente aceptadas en el momento de su realización (reglas de buena práctica).

3.2.2 Evaluación por fases

El Código Técnico de la Edificación [CTE DB SE, 2009] contiene un anejo relativo a la evaluación de la fiabilidad de las estructuras existentes. Dicho documento establece el marco global para llevar a cabo las evaluaciones. Incluye un procedimiento de evaluación por fases en el cual, partiendo de datos generales, se afina la precisión de los modelos para la resistencia y para los efectos de las acciones de una fase a otra, mejorando las hipótesis de cálculo a través de la actualización de la información. Todo ello en analogía con lo que establecen otras normas internacionales sobre la evaluación de estructuras existentes, como por ejemplo la norma [ISO 13822, 2010] o la recientemente publicada Especificación Técnica

[CEN/TS 17440, 2020], que también incluyen procedimientos de evaluación por fases con niveles crecientes de la calidad de la información y de la precisión de los métodos de cálculo.

Figura 3.1 — Procedimiento de evaluación por fases

En la Figura 3.1 se muestra la idea del procedimiento de evaluación contenido en [CTE DB SE, 2009], así como su relación con la actualización de la información. El procedimiento de evaluación comprende tres fases denominadas respectivamente como *evaluación preliminar*, *evaluación detallada* y *evaluación con métodos de análisis de la fiabilidad*. Las herramientas desarrolladas en este trabajo son aplicables en la segunda fase del procedimiento, en la que la verificación de la seguridad de la estructura se lleva a cabo mediante el método de los coeficientes parciales –también conocido como análisis probabilista implícito, aunque en ocasiones también se denomine como análisis determinista– con modelos actualizados. En dicho análisis se emplean coeficientes parciales particularizados, en el sentido de que tienen en cuenta la actualización de las incertidumbres asociadas con las diferentes variables relativas a las acciones y la resistencia que influyan en la seguridad estructural, conjuntamente con valores representativos actualizados para las mismas variables.

Si en alguna de las fases de la evaluación se llega a una conclusión inequívoca sobre la fiabilidad de la estructura o sobre las medidas a adoptar, no es necesario proceder a la siguiente fase de la evaluación. En los casos en los que no exista margen suficiente para mejorar las hipótesis de cálculo a través de la adquisición de nueva información después de una evaluación detallada, o en los que resulte imposible verificar una seguridad estructural adecuada incluso con métodos de análisis de fiabilidad, se deberán planificar y poner en práctica las medidas necesarias para que la estructura alcance el nivel de prestaciones requerido. Se puede distinguir entre:

- medidas técnico-administrativas para el control de los riesgos;
- medidas constructivas.

Además, en función de los resultados obtenidos en la evaluación, también podría ser necesario adoptar medidas de aseguramiento de la estructura.

3.3 Desarrollo de herramientas prácticas para la verificación de la fiabilidad mediante el método de los coeficientes parciales

Para decidir si una estructura existente tiene una fiabilidad adecuada se suele partir del axioma que, por definición, una estructura correctamente dimensionada y construida según un conjunto consistente de normas que estén en vigor se puede considerar suficientemente segura. De acuerdo con este axioma es posible determinar la probabilidad de fallo admisible o, lo que es equivalente, la fiabilidad requerida de una estructura existente. No obstante, a estos efectos es necesario conocer los modelos probabilistas de las variables en los que estén basadas las reglas de las normas en vigor. La dificultad reside en que no se han establecido explícitamente los modelos probabilistas en los que se basan las reglas normalizadas para el dimensionado de las estructuras. El estado de incertidumbre asociado con las normas en vigor es por ello desconocido. Además, las reglas de las normas actuales tampoco se han calibrado según criterios consistentes, por lo que también se desconoce el nivel de fiabilidad requerido según estas mismas normas. El conocimiento de estos modelos también es necesario a efectos de la actualización de la información para la evaluación de una estructura existente.

La actualización de la información sobre una estructura existente implica la reducción de las incertidumbres asociadas con las variables que intervienen en el análisis. La influencia de este cambio en los modelos probabilistas actualizados de las variables que intervienen en la evaluación, así como los beneficios de la actualización de la información no pueden cuantificarse de manera directa.

De acuerdo con todo lo anterior, en el marco de este trabajo se han abordado los siguientes temas con el fin de desarrollar las herramientas para la aplicación del método de los coeficientes parciales a la evaluación de las estructuras existentes:

- Adopción de un formato de coeficientes parciales para la evaluación de la fiabilidad tarea (Apartado 3.4.5);
- Definición de un periodo de referencia apropiado (Capítulo 6);
- Definición de los niveles de fiabilidad requeridos. En el Apartado 2.6.6 se resumen las propuestas encontradas en la literatura para la adopción de niveles de seguridad diferentes a los requeridos para estructuras nuevas;
- En el Capítulo 6 se presentan los criterios definidos en este trabajo para considerar la influencia de la útil remanente y los niveles de fiabilidad requeridos para las estructuras existentes en los correspondientes parciales;
- Deducción de unos modelos probabilistas *a priori* para las variables básicas (p. ej. los parámetros de la variable considerada: el valor medio, μ_{X_i} , y la desviación típica, σ_{X_i} , y el tipo de distribución) que puedan ser usados como información previa destinada a ser complementada y mejorada a través de la adquisición de nuevos datos acerca de una estructura existente. En el Apartado 3.5 se presenta un resumen de la deducción de los modelos probabilistas *a priori* para las acciones y sus efectos y para la resistencia de los elementos de hormigón armado que se ha llevado a cabo en estudios previos en los que ha participado parcialmente el autor de este trabajo;
- Estimación de la influencia de la variación de las variables en la fiabilidad estructural (Apartado 3.6);
- Un método para la actualización de las funciones de distribución de las variables básicas, incluyendo los parámetros de la variable considerada, $\mu_{X_{i,a}}$ y $\sigma_{X_{i,a}}$, y su valor característico, $x_{ik,a}$, mediante la combinación de los datos provenientes de ensayos y mediciones con la información previa disponible, que puede estar representada por los modelos probabilistas *a priori* mencionados anteriormente (Capítulo 4).
- Un método que permita la actualización de los coeficientes parciales, $\gamma_{X_{i,a}}$, empleados en la evaluación de las estructuras existentes, teniendo en cuenta el efecto de la información actualizada en ellos (Capítulo 5).

Tal como se ha mencionado en el Apartado 1.2, el desarrollo de las herramientas enumeradas anteriormente se ha llevado a cabo para las variables básicas que intervienen en la evaluación de estructuras existentes de hormigón, aunque los conceptos básicos y la metodología empleados son aplicables a otros materiales constitutivos como el acero estructural, madera, etc.

De la misma manera que se estableció en el caso de los coeficientes parciales para el dimensionado de nuevas estructuras, toda la información anterior debe estar relacionada con el periodo de referencia adoptado, el cual puede ser diferente de la vida útil remanente. Este también puede diferir del periodo de referencia adoptado para el desarrollo de las reglas de dimensionado (Apartado 2.5.2.1). La adopción del periodo adecuado a menudo depende del tipo de información disponible para la actualización de las variables dependientes del tiempo [Tanner et al., 2020].

3.4 Formato de coeficientes parciales para la evaluación.

3.4.1 Antecedentes

Como se ha visto, la diferencia fundamental entre la evaluación de una estructura existente y el dimensionado de una de nueva construcción reside en el estado de la información. En estructuras existentes es posible mejorar la calidad de la información disponible a través de la adquisición de más datos sobre la estructura analizada. Una vez actualizada, con base en esta información se pueden actualizar los valores representativos de las variables y modificar de los correspondientes coeficientes parciales. Uno de los objetivos de este trabajo consiste en el desarrollo de unas herramientas que permitan incorporar fácilmente la información actualizada.

Con este propósito, se ha llevado a cabo una revisión de la literatura existente sobre la evaluación de estructuras existentes y se han encontrado algunas propuestas para el ajuste de los coeficientes parciales a emplear en la evaluación. En [Val and Stewart, 2002], por ejemplo, se propone un método para la actualización de la información relativa a las propiedades de los materiales y para la modificación de los respectivos coeficientes parciales, teniendo en cuenta, además, las incertidumbres de los modelos para la resistencia. En [Vrouwenvelder and Scholten, 2010] se recomienda la reducción de los coeficientes parciales para las acciones a emplear en la evaluación de estructuras existentes considerando niveles de fiabilidad y periodos de servicio menores a los especificados para estructuras nuevas. A pesar de que en [Meinen and Steenbergen, 2018] se estudia la fiabilidad estructural de un gran número de elementos dimensionados de acuerdo con el Eurocódigo [EN 1990, 2002], también se formulan recomendaciones para los futuros desarrollos del [EN 1990, 2002] relativas a la evaluación de estructuras existentes que incluyen: la consideración del periodo de referencia de un año para la verificación de la seguridad de estructuras y elementos estructurales, la reducción del coeficiente parcial para el peso propio en el caso de materiales con baja variabilidad y la adopción de coeficientes parciales ligeramente mayores, a los especificados para estructuras nuevas, para las acciones climáticas como el viento y la nieve.

Recientemente se han publicado varios documentos como el Boletín No. 80 de la *fib* (*Fédération Internationale du Béton*) [*fib*, 2016] o la Especificación Técnica [CEN/TS 17440, 2020] en los que se incluyen enfoques para la evaluación de estructuras existentes, compatibles con los Eurocódigos, basados en los formatos de verificación que se emplean para el dimensionado de estructuras nuevas y que, además, permitan tener en cuenta la influencia de la actualización de la información en los valores característicos de las variables y en los correspondientes coeficientes parciales. Un resumen de los enfoques incluidos en estos documentos se presenta en los apartados 3.4.2 y 3.4.3.

Aunque no están dentro del alcance del presente trabajo, también se han revisado otras publicaciones relacionadas con la evaluación de puentes existentes, en las que se han encontrado propuestas para el ajuste de los coeficientes parciales a emplear en la evaluación. Este es el caso de [Steenbergen and Vrouwenvelder, 2010], en la que se propone un conjunto de coeficientes parciales para las cargas de tráfico que puede ser usado para la evaluación de puentes existentes o de [Steenbergen et al., 2012] en el que se presenta la calibración de unos coeficientes parciales para la evaluación de puentes existentes con tablero de losa de hormigón ante el fallo debido a esfuerzo cortante. Por otra parte, en [Gino et al., 2019] se evalúan las limitaciones y ventajas de las metodologías propuestas en el Boletín [*fib*, 2016] a través de su aplicación a la evaluación de un puente de hormigón pretensado. Las conclusiones de este trabajo se tienen en cuenta en el apartado 3.4.4.

3.4.2 Boletín No. 80 de la *fib*

3.4.2.1 General

El Boletín No. 80 de la *fib* [*fib*, 2016], provee una base racional para la toma de decisiones relativas a la seguridad de las estructuras existentes, así como un conjunto de información fundamental. Dos procedimientos simplificados para la aplicación del método de los coeficientes parciales a la evaluación de estructuras existentes de hormigón armado se proponen en [*fib*, 2016]: El DVM (*Design Value Method*) y el APFM (*Adjusted Partial Factor Method*).

Ambos formatos de coeficientes parciales propuestos en el [*fib*, 2016], el DVM y el APFM, permiten la incorporación de aspectos específicos relativos a la fiabilidad de estructuras existentes. El DVM provee la base fundamental para evaluar los coeficientes parciales, mientras que el APFM proporciona unos factores de ajuste que deben ser aplicados a los coeficientes parciales para estructuras de nueva construcción establecidos en [EN 1990, 2002]. EL marco general de estos dos métodos alternativos había sido presentado en una publicación anterior al Boletín 80 [Caspeele et al., 2013]. Ambos métodos se explican brevemente a continuación.

3.4.2.2 DVM (*Design Value Method*)

El DVM consiste en la aplicación del método de los coeficientes parciales definido en el Eurocódigo para nuevas estructuras [EN 1990, 2002], pero permitiendo deducir los coeficientes parciales γ_X a partir de la distribución actualizada de la variable X bajo consideración (con base en la información previa, los resultados de los ensayos o una combinación de ambos). Además, los coeficientes parciales pueden obtenerse teniendo en cuenta índices de fiabilidad objetivo y periodos de vida útil remanente específicos para las estructuras existentes.

3.4.2.3 APFM (*Adjusted Partial Factor Method*)

De acuerdo con [fib, 2016], el principio básico del APFM consiste en determinar los coeficientes parciales ajustados γ_X para las variables X que intervienen en la evaluación de una estructura existente, considerando valores alternativos para, respectivamente, el periodo de referencia t_{ref} , el índice de fiabilidad objetivo, β_t , y el coeficiente de variación, V_X , de la variable considerada. Para una variable dada X , el coeficiente parcial ajustado se obtiene multiplicando el coeficiente parcial $\gamma_{X,\text{new}}$ establecido en el Eurocódigo para estructuras de nueva construcción [EN 1990, 2002] por un factor de ajuste ω_γ :

$$\gamma_X = \omega_\gamma(t_{\text{ref}}, \beta_t, V_X) \cdot \gamma_{X,\text{new}} \quad (3.1)$$

Para el ajuste de los coeficientes parciales para las acciones variables, en [fib, 2018] se proponen dos métodos: A y B. La diferencia entre los dos métodos está relacionada con la manera como se tiene en cuenta el periodo de referencia para la estructura existente. En el método A este efecto se incluye en el factor de ajuste, mientras que en el método B el efecto se incorpora en el cálculo de un valor característico alternativo para las acciones variables.

3.4.3 Especificación Técnica CEN/TS 17440

En los últimos años, el Grupo de Trabajo 2 del Comité Técnico 250 del CEN (*European Committee for Standardization*), CEN/TC 250, que se encarga de la normalización de las reglas estructurales y geotécnicas para el dimensionado de edificios y obras de ingeniería civil, ha estado involucrado en el desarrollo de una Especificación Técnica para la evaluación de estructuras existentes [CEN/TS 17440, 2020]. La Especificación Técnica establece como método inicial para la verificación de la seguridad de una estructura existente el método de los coeficientes parciales. El formato de coeficientes parciales incluido en [CEN/TS 17440, 2020] está basado en los valores de verificación de los efectos de las acciones y de la resistencia, los cuáles son equivalentes a los valores de cálculo definidos en el Eurocódigo, pero sustituyendo los valores de los parámetros de dimensionado por los valores

correspondientes para la evaluación, teniendo en cuenta la información disponible sobre las propiedades reales de la estructura.

De acuerdo con la Especificación Técnica [CEN/TS 17440, 2020], la evaluación de una estructura existente debería llevarse a cabo empleando uno de los siguientes métodos de verificación:

- el método de los coeficientes parciales;
- el método del valor de verificación;
- los métodos probabilistas;
- el método de análisis de riesgo.

Siguiendo las indicaciones de la mencionada Especificación Técnica, la evaluación de una estructura existente debería realizarse empleando inicialmente el método de los coeficientes parciales. Una vez aplicado este método, el método del valor de verificación, los métodos probabilistas y el método de análisis de riesgos se pueden emplear posteriormente para:

- superar el conservadurismo del método de los coeficientes parciales;
- los casos de fallos estructurales con graves consecuencias;
- los casos de robustez insuficiente;
- evaluar la eficiencia de las estrategias de monitorización y mantenimiento;
- tomar decisiones fundamentales sobre todo un grupo de estructuras.

La Especificación Técnica [CEN/TS 17440, 2020] señala que cuando se emplea el método de los coeficientes parciales debe verificarse la desigualdad expresada mediante la ecuación (3.2). El valor de verificación de los efectos de las acciones E_a debe determinarse de la misma manera que el valor de cálculo E_d de acuerdo con [EN 1990, 2002], pero sustituyendo los valores de los parámetros de cálculo (incluyendo variables básicas, los coeficientes parciales y los coeficientes ψ), por los valores correspondientes de verificación, si están disponibles. Así mismo, el valor de verificación de la resistencia, R_a , debe determinarse de la misma manera que el valor de cálculo, R_d , en [EN 1990, 2002], pero sustituyendo, en la medida de lo posible, los valores de cálculo de los parámetros (incluyendo las variables básicas, los coeficientes parciales y los factores de conversión), por los correspondientes valores de verificación. El formato de coeficientes parciales que se describe en el apartado 3.4 es compatible con los principios básicos propuestos en [CEN/TS 17440, 2020] para determinar E_a y R_a , respectivamente.

3.4.4 El Boletín 80 de la fib vs. la Especificación Técnica CEN/TS 17440

En la práctica, la aplicación del enfoque propuesto en la Especificación Técnica [CEN/TS 17440, 2020] parece más sencilla que la de los métodos propuestos en el Boletín 80 de la *fib* [fib, 2016]. Según se afirma en [fib, 2016], debido a las aproximaciones aceptadas en el APFM, este enfoque a menudo conduce a resultados más conservadores que el DVM. Comparando los dos enfoques, el DVM y el APFM, es evidente que el primero permite la incorporación de la información actualizada de manera más precisa que el segundo. En el DVM, los coeficientes parciales se actualizan a través de los valores representativos de las variables (valor medio o característico) y los respectivos coeficientes de variación, mientras que en el APFM la información actualizada se incorpora solamente mediante los coeficientes de variación de las variables. Además, el APFM establece valores límite para los coeficientes de variación de la resistencia y de los efectos de las acciones, de tal manera que las incertidumbres de los modelos no puedan convertirse en las variables dominantes, considerando que, a efectos prácticos, esto no es aconsejable. Esto último afecta la incorporación de la información actualizada y, por lo tanto, puede distorsionar los resultados de la aplicación del APFM.

Los enfoques resumidos anteriormente se basan en el empleo de valores normalizados para los factores de sensibilidad, α_X , de acuerdo con [EN 1990, 2002] e [ISO 2394, 2015]. Esta suposición también podría distorsionar los resultados que se obtendrían aplicando estos enfoques.

3.4.5 Propuesta de formato coeficientes parciales para la evaluación

Considerando un estado límite de rotura o de deformación excesiva de una sección transversal, de un elemento estructural o de una unión entre elementos, incluyendo las cimentaciones y el terreno, la seguridad estructural queda verificada para el periodo de servicio restante si, para todas las situaciones de riesgo relevantes, se cumple la condición:

$$E_a \leq R_a \quad (3.2)$$

Para las situaciones persistentes o transitorias, el valor de verificación de los efectos de las acciones, E_a , se puede determinar según la siguiente relación:

$$E_a = \gamma_{Sa} \cdot E \left\{ \sum_{j \geq 1} \gamma_{g,j,a} \cdot G_{k,j,a} ; \gamma_{p,a} \cdot P_{k,a} ; \gamma_{q,1,a} \cdot Q_{k,1,a} ; \sum_{i > 1} \gamma_{q,i,a} \cdot \psi_{0,i} \cdot Q_{k,i,a} \right\} \quad (3.3)$$

donde $G_{k,j,a}$, $P_{k,a}$, $Q_{k,1,a}$, $Q_{k,i,a}$, representan los valores característicos actualizados de las acciones permanente, del pretensado, variable dominante y variable concomitante, respectivamente. La notación $\gamma_{f,a}$ representa los coeficientes parciales actualizados para las

acciones que tienen en cuenta la posibilidad de una desviación desfavorable de los valores de las correspondientes acciones de sus respectivos valores característicos actualizados. El coeficiente parcial actualizado γ_{Sa} tiene en cuenta las incertidumbres asociadas con los modelos para los efectos de las acciones y las representaciones simplificadas de estas acciones. Puesto que las incertidumbres del modelo varían en función de los efectos de las acciones a determinar, en lugar de introducir un único coeficiente parcial para tales incertidumbres, γ_{Sa} , se consideran diferentes coeficientes parciales dependiendo de si se han de calcular los momentos flectores, los esfuerzos cortantes o los esfuerzos axiales: $\gamma_{Sa,M}$, $\gamma_{Sa,V}$, $\gamma_{Sa,N}$, respectivamente.

De acuerdo con lo anterior, el formato de coeficientes parciales adoptado para determinar los valores de verificación de los efectos de las acciones difiere del adoptado habitualmente en las normas para el dimensionado de estructuras, tal como el establecido en los Eurocódigos [EN 1990, 2002]. Sin embargo, este formato es más adecuado a efectos de la evaluación y es compatible con el propuesto en la Especificación Técnica [CEN/TS 17440, 2020]. Mientras que la actualización de los coeficientes parciales para las acciones es relativamente sencilla, en el caso de los coeficientes parciales para las incertidumbres de los modelos ocurre lo contrario. Por lo tanto, en la práctica diaria se emplean normalmente valores apriorísticos para estos últimos mientras que los primeros se pueden actualizar usando la información específica, adquirida en la obra analizada.

El valor de verificación de la resistencia última, R_a , se determina usando los valores característicos actualizados de las propiedades del material o del producto, $X_{k,i,a}$, y los valores de verificación (actualizados) de las dimensiones geométricas, a_a , en concordancia con las definiciones de los Eurocódigos [EN 1990, 2002]:

$$R_a = \frac{1}{\gamma_{Ra}} \cdot R \left\{ \eta_i \cdot \frac{X_{k,i,a}}{\gamma_{m,i,a}}; a_a \right\} \quad i \geq 1 \quad (3.4)$$

El coeficiente parcial para la resistencia se divide en un coeficiente parcial actualizado para las propiedades del material o del producto, $\gamma_{m,i,a}$, y un coeficiente parcial actualizado para las incertidumbres asociadas con el modelo de resistencia, γ_{Ra} . Debido a que las incertidumbres del modelo de resistencia varían en función del mecanismo de fallo considerado, se adoptan diferentes coeficientes γ_{Ra} . Por ejemplo, en el caso de las estructuras de hormigón armado se distingue entre los coeficientes parciales actualizados asociados con las incertidumbres del modelo de resistencia frente a momentos flectores, $\gamma_{Ra,M}$, esfuerzos de tracción en el alma, $\gamma_{Ra,Vs}$, esfuerzos de compresión diagonal en el alma, $\gamma_{Ra,Vc}$, o esfuerzos axiales de compresión, $\gamma_{Ra,N}$.

Lo dicho anteriormente para los efectos de las acciones también se aplica para las correspondientes resistencias: el formato de coeficientes parciales adoptado para determinar los valores de verificación de la resistencia última es más apropiado a efectos de una evaluación estructural que el formato habitual según las normas para el dimensionado de estructuras de nueva construcción [EN 1990, 2002] y, además, es compatible con el propuesto en la Especificación Técnica [CEN/TS 17440, 2020]. Los coeficientes parciales para las propiedades de los materiales o productos pueden actualizarse con relativa facilidad, mientras que en la práctica diaria se emplean normalmente valores apriorísticos para los coeficientes parciales asociados con las incertidumbres de los modelos de resistencia puesto que su actualización no es una tarea fácil. También se suelen emplear valores apriorísticos para los factores de conversión que tienen en cuenta diferentes influencias, tales como los efectos de volumen, escala, humedad o temperatura, en las propiedades del material o del producto. Sin embargo, también pueden actualizarse estos factores ($\eta_{i,a}$), siempre y cuando se cuente con la información requerida.

3.5 Modelos probabilistas *a priori*

Los métodos modernos de fiabilidad estructural y de análisis de riesgos permiten representaciones muy variadas de las incertidumbres asociadas con las variables básicas que abarcan desde variables aleatorias consideradas invariables en el tiempo hasta procesos estocásticos no estacionarios. En la mayoría de los casos, es suficiente modelar las cantidades inciertas a través de variables aleatorias caracterizadas por unas determinadas funciones de distribución, así como por los denominados parámetros de la distribución. De acuerdo con lo anterior, para cada variable X_i se ha de determinar un modelo probabilista, caracterizado por una función de distribución estadística, su valor medio, μ_{X_i} , y su desviación típica, σ_{X_i} .

Para la determinación sistemática de los modelos probabilistas, que representan el estado de incertidumbre correspondiente a las reglas de dimensionado de la normativa en vigor, se ha desarrollado un procedimiento específico, expuesto detalladamente en [Tanner et al., 2007]. En términos generales los modelos probabilistas, deducidos para las acciones y sus efectos, así como para las resistencias correspondientes de los elementos estructurales, cumplen con los siguientes requisitos:

- Representación de las características físicas de la variable correspondiente;
- Consistencia con los modelos probabilistas del *JCSS Probabilistic Model Code* [JCSS, 2001b];
- Representación del estado de incertidumbre asociado a las reglas de la normativa en vigor;

- Aptitud para aplicaciones prácticas, representando las incertidumbres mediante variables aleatorias.

Tabla 3.1 — Modelos probabilistas *a priori* para las acciones y sus efectos y para la resistencia de los elementos de hormigón armado [Tanner et al., 2007; Tanner, 2016].

Variable	Notación	Tipo	Sesgo ¹⁾	CoV ²⁾
Acciones y sus efectos en los elementos de hormigón				
Peso propio del hormigón <i>in situ</i>	g_c	N	1,0	0,04
Otras cargas permanentes	g_p	N	1,0	0,1
Sobrecarga	q_i	Gumbel	0,68	0,26
Carga de nieve	q_s	Gumbel	0,33	0,81
Incertidumbres del modelo para el cálculo de los efectos de las acciones:				
- Momentos flectores	$\xi_{E,M}$	LN	1,0	0,1
- Esfuerzos axiales	$\xi_{E,N}$	LN	1,0	0,05
- Esfuerzos cortantes	$\xi_{E,V}$	LN	1,0	0,1
Resistencia de los elementos de hormigón armado				
Resistencia a compresión del hormigón	f_c	LN	1,24	0,18
Factor de conversión de la resistencia f_c	η_c	Determinista		
Límite elástico del acero de armar	f_y	LN	1,12	0,053
Área de la sección del acero de armar	A_s, A_{sw}	N	1,0	0,02
Dimensiones de las secciones transversales	a, b_A, b_c	N	1,0	0,03
Canto útil de la sección transversal	d	N	1,0	0,04
Incertidumbres del modelo de resistencia				
- Flexión	$\xi_{R,M}$	LN	1,0	0,05
- Compresión	$\xi_{R,N}$	LN	1,0	0,05
- Tracción en el alma	$\xi_{E,Vs}$	LN	1,0	0,05
- Compresión oblicua en el alma	$\xi_{E,Vc}$	LN	1,4	0,25

¹⁾ El sesgo es el ratio entre el valor medio y el valor representativo de una variable básica.

²⁾ El coeficiente de variación es el ratio entre la desviación típica y el valor medio de una variable básica.

Las reglas definidas en las citadas normas nacionales son compatibles, en general, con las de los correspondientes Eurocódigos [EN 1990, 2002]. En consecuencia, los modelos probabilistas obtenidos para las reglas establecidas en la normativa española representan

adecuadamente las incertidumbres asociadas con las reglas de los Eurocódigos equivalentes. A efectos de la evaluación de una estructura existente estos modelos pueden considerarse como modelos probabilistas *a priori*.

En [Tanner, 2016] se incluye la deducción de los modelos probabilistas que permiten cuantificar las incertidumbres asociadas a las variables básicas que intervienen en la verificación de la seguridad de estructuras de otros materiales constitutivos como acero, mixtas de acero y hormigón, y de madera laminada encolada. Estos modelos también podrían considerarse como información *a priori* para la evaluación de estructuras construidas con estos materiales.

El procedimiento empleado para su deducción, así como los resultados obtenidos en el desarrollo de los modelos probabilistas que cumplen simultáneamente con los cuatro requisitos anteriores, han sido presentados en trabajos previos en los que ha participado el autor [Tanner et al., 2007; P. Tanner et al., 2011], así como en [Tanner, 2016]. Los modelos desarrollados se detallan en la Tabla 3.1 y representan el estado de incertidumbre correspondiente a las reglas de la normativa española para el dimensionado de estructuras de hormigón armado, en cuanto a las bases de proyecto [CTE DB SE, 2009], las acciones sobre las estructuras [CTE DB SE-AE, 2006] y la resistencia [EHE-08, 2008].

3.6 Estimación de la influencia de la variación de las variables en la fiabilidad estructural

Además del índice de fiabilidad, β , el método FOSM proporciona los factores de sensibilidad, α_X , correspondientes a las variables X , involucradas en una FEL. El factor de sensibilidad, α_X , mide la importancia relativa de una variable básica determinada, dentro de una FEL determinada. Cuanto mayor sea el valor absoluto de α_X (el factor de sensibilidad es negativo para variables que influyen negativamente en la fiabilidad), mayor es la influencia de la variación de la variable correspondiente en el índice de fiabilidad.

La Figura 3.2 muestra los factores de sensibilidad de las variables que intervienen en el dimensionado de la sección en el centro de vano de una viga de planta de hormigón armado en función del ratio entre cargas variables y totales, ν , obtenidos mediante análisis de regresión de los resultados [Tanner et al., 2007]. El límite elástico del acero de armar, f_{ys} , las incertidumbres del modelo de resistencia, $\xi_{R,M}$, y el canto útil de la sección transversal, d , se revelan como las variables críticas de resistencia, aunque su importancia relativa decrece con el aumento de ν . El momento flector debido a la acción variable dominante, la sobrecarga de uso, $M_{q,1}$, resultó la variable crítica del lado de las acciones para valores de ν superiores a 0,3. En consecuencia, en caso de evaluación de una estructura existente, la actualización de la información relativa a estas variables resultaría más eficaz y por tanto

se deberían tener en cuenta estos resultados en la planificación de la adquisición de datos adicionales.

Figura 3.2 — Factores de sensibilidad, α , en función del ratio entre cargas variables y totales, ν , para las variables que intervienen en la FEL para el fallo debido a momento flector en vigas de planta de hormigón armado.

3.7 Actualización de la información

3.7.1 Generalidades

El incremento en la calidad de la información disponible sobre una estructura existente, a través de la adquisición de más datos, implica la reducción de las incertidumbres asociadas con las variables que intervienen en el análisis. La calidad de la evaluación de una estructura existente no puede ser mejor que la calidad de la información en la que se basa. Por este motivo, la adquisición y la actualización de la información relativa a la estructura constituyen, probablemente, los pasos más importantes en la evaluación de su fiabilidad estructural [Tanner, 2003].

En los procedimientos por fases contenidos en normas como Código Técnico de la Edificación [CTE DB SE, 2009], y la norma [ISO 13822, 2010], así como el incluido en la Especificación Técnica [CEN/TS 17440, 2020], la precisión de las hipótesis que se formulan para la evaluación, así como el grado de detalle de los métodos de análisis se incrementan de una fase a otra. Partiendo de datos generales sobre la estructura que se quiere evaluar, se afinan los modelos de resistencia y de las acciones de una fase a otra, mejorando las hipótesis de cálculo mediante inspecciones, ensayos y mediciones in situ. En todas las fases

de la evaluación está presente la adquisición o actualización de información relativa a la estructura. Sin embargo, la actualización de la información puede consumir mucho tiempo o resultar costosa y hasta ineficaz si el programa de ensayos no se adapta a las características de la estructura investigada y si la información actualizada no se puede introducir fácilmente en los modelos de cálculo empleados para la evaluación. Consecuentemente, la planificación, ejecución y evaluación de inspecciones, ensayos y mediciones requieren una atención particular.

La recopilación y la actualización de la información disponible sobre una obra y su estructura existente constituyen el paso fundamental en la evaluación de su fiabilidad para las condiciones futuras de utilización. La información y los datos necesarios a efectos de una evaluación estructural están relacionados con:

- el sistema estructural y su geometría global;
- las dimensiones de los elementos estructurales, incluidas sus secciones transversales;
- los detalles constructivos;
- las acciones sobre la estructura (respectivamente en el pasado, en el presente y, sobre todo, en el futuro, en función de su uso previsto);
- las influencias ambientales que actúen sobre la estructura;
- las características de los materiales;
- otras características y condiciones específicas para la estructura.

La actualización de información acerca de las características de la estructura y su comportamiento bajo la acción de las acciones e influencias a las que está sometida se puede llevar a cabo mediante dos enfoques complementarios [ISO 2394, 2015]:

- la actualización de la probabilidad de fallo de la estructura objeto de la evaluación a través de los resultados de una prueba de carga o de su desempeño en el pasado;
- la recopilación de datos acerca de las variables básicas a través de inspecciones in-situ con el propósito de actualizar la vaga información previamente disponible.

Dada la importancia de la calidad de la información en la evaluación, en este apartado se recogen los aspectos más generales relativos al tipo de información necesaria para la evaluación, la planificación de su obtención, los métodos y técnicas para su adquisición y, finalmente, el tratamiento de la información obtenida. Algunos de estos aspectos están contenidos en el Anejo D del [CTE DB SE, 2009].

La actualización directa de la probabilidad de fallo de una estructura a través de una prueba de carga o de su desempeño en el pasado se trata brevemente en el Apartado 3.7.8,

mientras que la actualización de las variables básicas mediante una metodología bayesiana se describe detalladamente en el Capítulo 4.

3.7.2 Planificación

El programa y los métodos de inspección, ensayos y mediciones para la adquisición y actualización de la información sobre una estructura, se deberán adaptar a las características de la misma. Las técnicas de adquisición de los datos serán compatibles con las tolerancias requeridas. En función de los criterios anteriores debe definirse un programa de inspección, ensayos y mediciones que incluya, como mínimo, las siguientes actividades:

- la selección de los parámetros a actualizar;
- la definición de los métodos para las inspecciones, los ensayos y las mediciones;
- la selección de probetas y testigos;
- la definición de los ensayos a realizar y de las condiciones de su ejecución;
- la determinación del número de ensayos;
- la definición de los métodos de evaluación.

La ejecución de las inspecciones, de los ensayos y de las mediciones se deberá llevar a cabo de acuerdo con la planificación previa y las técnicas de adquisición de los datos deben ser compatibles con las tolerancias requeridas.

Si en el marco de la actualización de la información se efectúan ensayos, la muestra debe ser representativa, proporcionando un número suficiente de resultados para poder determinar la variación estadística de los parámetros actualizados con la certidumbre adecuada. Por motivos económicos, sin embargo, en la práctica diaria normal solo se puede efectuar un número limitado de ensayos, lo que constituye una fuente de incertidumbres y conduce a errores de estimación: la desviación típica determinada para una muestra con un número limitado de ensayos subestima, normalmente, la desviación típica correspondiente a toda la población. Por este motivo, en la fase de la planificación de la adquisición de datos, puede ser conveniente analizar, en cada caso, la influencia del número de ensayos y el método de evaluación sobre los resultados.

La evaluación de los resultados de los ensayos se llevará a cabo, en la medida de lo posible, según métodos estadísticos reconocidos. La representación de los resultados obtenidos en los ensayos o mediciones depende del método de análisis empleado (mediante coeficientes parciales o probabilista).

3.7.3 Sistema global

La información necesaria para la definición global de la estructura se puede obtener total o parcialmente a partir del proyecto de la estructura, si este existe. Sin embargo, si el

proyecto no existe o la información es incompleta se debe comprobar en obra. En los siguientes casos será particularmente necesario determinar o controlar las dimensiones globales de la estructura:

- la información disponible no contiene los datos correspondientes;
- la estructura ha sido alterada sin que exista documentación fiable al respecto;
- no se pueden excluir discrepancias entre la información disponible y la estructura real.

La comprobación de las características del sistema estructural se lleva a cabo mediante inspecciones o mediciones. Para la caracterización del sistema resulta especialmente importante comprobar en obra los condicionantes estáticos y cinemáticos que resulten relevantes para el comportamiento estructural. Entre estos condicionantes se pueden destacar:

- las condiciones de apoyo;
- los empotramientos;
- la libertad de movimiento de apoyos y juntas;
- La capacidad de deformación.

A efectos de las verificaciones posteriores, se deberán establecer las vías de transmisión de las fuerzas incluidas las relativas al terreno. Igualmente, se deberán establecer de manera suficientemente precisa las influencias del terreno sobre la estructura.

3.7.4 Acciones

3.7.4.1 Peso propio y cargas permanentes

El peso propio de los elementos portantes, así como las cargas permanentes de los elementos no portantes se deberán comprobar en obra. Los valores asumidos según la información previa se deberán adaptar en consecuencia.

3.7.4.2 Acciones climáticas

Las acciones climáticas se podrán adoptar sobre la base de las mediciones efectuadas en estaciones meteorológicas representativas para la obra objeto de la evaluación estructural, durante un periodo de tiempo adecuado. En la determinación de estas acciones se deberá tener en cuenta que sus efectos extremos no se pueden deducir directamente de los valores medidos. En el ajuste de los valores extremos se podrá tener en cuenta la vida útil remanente.

3.7.4.3 Acciones variables de uso

Las acciones variables de uso dependen del uso futuro de la obra. En algunos casos se podrán adoptar, a efectos de la evaluación, unos modelos específicos para las acciones variables de uso –modelos adaptados al caso estudiado, normalmente menos conservadores que los modelos correspondientes según la normativa en vigor para el dimensionado de estructuras de nueva construcción–. En estos casos, se deberán adoptar disposiciones adicionales con el fin de asegurar que no se sobrepasen los valores extremos establecidos.

3.7.5. Influencias ambientales

Se deberán tener en cuenta las influencias ambientales de origen físico, químico o biológico que puedan afectar a las características de los materiales o a la resistencia de los elementos estructurales.

Los posibles cambios en las influencias ambientales que puedan tener su origen en un cambio de uso o en la modificación de una estructura existente o de su entorno, se deberán tener en cuenta de manera adecuada.

En los casos en los que existan incertidumbres al respecto, las influencias ambientales se deberán determinar mediante inspecciones, ensayos o mediciones.

3.7.6 Resistencia

En la mayoría de los casos en los que se pretende evaluar una estructura existente, no se cuenta con el proyecto original de la misma o, si existe, la estructura ha sufrido variaciones y sus dimensiones actuales no corresponden a las del proyecto. Por esta razón, la geometría y las dimensiones de los elementos estructurales se deberán controlar en obra mediante inspecciones y mediciones. En los siguientes casos, este control resulta particularmente importante:

- a) la información disponible no contiene los datos correspondientes;
- b) la estructura ha sido alterada;
- c) no se pueden excluir discrepancias entre la información disponible y la estructura real;
- d) existen indicios sobre daños o anomalías.

En los casos en los que las características de los materiales no se puedan deducir de manera fiable a partir de la información disponible, éstas se deberán determinar mediante ensayos. Dependiendo de las características particulares de la estructura y de los materiales, los ensayos pueden ser destructivos, no destructivos o parcialmente destructivos (semi-destructivos). Eso es particularmente válido en los siguientes casos:

- a) la información disponible no contiene los datos correspondientes;

- b) no se pueden excluir discrepancias entre la información disponible y la estructura real;
- c) existe la posibilidad de que se hayan desarrollado mecanismos de deterioro;
- d) las características pueden estar alteradas por la influencia de acciones (por ejemplo, después de un incendio).

En caso de que se determinen las características de los materiales directamente en la obra o sobre probetas, el muestreo deberá ser estadísticamente representativo para las características en cuestión. A estos efectos se deberán tener en cuenta el uso de la estructura, así como las influencias ambientales.

3.7.7 Evaluación de los ensayos y representación de los resultados

3.7.7.1 Evaluación de ensayos y/o mediciones

En los casos en los que el número de resultados experimentales, o el número de las mediciones sea suficiente, la determinación de los datos a tener en cuenta en una evaluación cuantitativa de una estructura existente se podrá llevar a cabo según los métodos clásicos de la teoría de la estadística.

Si el número de resultados es limitado, la aplicación de los métodos clásicos de la estadística puede llevar a valores conservadores debido a la influencia de los errores de estimación. La existencia de conocimientos previos puede contribuir a reducir la influencia de los errores de estimación que se deben a la limitación del número de resultados disponibles. En estos casos, la información previa (*a priori*) se puede combinar adecuadamente con los resultados obtenidos en un número limitado de ensayos o mediciones, con el fin de deducir una información mejorada (*a posteriori*). El procedimiento para combinar la información previa o existente sobre la estructura con la proveniente de ensayos y/o mediciones se describe en el Capítulo 4.

3.7.7.2 Representación de los resultados

Como se ha expresado en el apartado 3.7.2, la representación de los resultados obtenidos en la evaluación de los ensayos o de las mediciones dependerá del método de análisis empleado para determinar la fiabilidad de la estructura: método de los coeficientes parciales o probabilista.

Análisis mediante coeficientes parciales

En un análisis mediante el método de los coeficientes parciales, las variables que intervienen en una verificación se caracterizan por sus valores representativos que se utilizan conjuntamente con los correspondientes coeficientes parciales. Consecuentemente, a efectos de un análisis mediante el método de los coeficientes parciales, el objetivo de la evaluación

de los ensayos o de las mediciones consiste en la determinación del valor representativo de la variable correspondiente y de los parámetros estadísticos actualizados (p. ej., valor medio y desviación típica) que permitan actualizar el respectivo coeficiente parcial.

La definición del valor representativo depende de la variable contemplada, y deberá ser consistente con la definición del coeficiente parcial correspondiente. A falta de información contraria, la definición del valor representativo de una variable se corresponderá con lo indicado en normas como el Código Técnico de la Edificación [CTE DB SE, 2009] o los Eurocódigos [EN 1990, 2002].

Análisis probabilista

A efectos de un análisis probabilista, las variables que intervienen en una verificación deberán representarse a través de las correspondientes funciones de densidad de probabilidad. En muchos casos, estas funciones pueden ser caracterizadas a través de sus principales parámetros (tipo de distribución, valor medio, desviación típica).

A falta de un análisis más detallado, se podría asignar a una determinada variable el mismo tipo de distribución que se haya tenido en cuenta en la calibración de los modelos para las acciones y para la resistencia de las estructuras de nueva construcción de las diferentes normas estructurales que estén en vigor.

3.7.8 Actualización de la probabilidad de fallo

Formalmente, la actualización directa de la probabilidad de fallo puede llevarse a cabo empleando las relaciones fundamentales de la teoría de probabilidad [EN 1990, 2002; ISO 2394, 2015], conjuntamente con la información de que una estructura existente o un elemento estructural han soportado el efecto de una carga aplicada. En la práctica, se conocen los efectos de las cargas aplicadas en el caso de una prueba de carga o, en menor grado, si se puede estimar la carga máxima aplicada durante la vida útil transcurrida [Tanner, 2020].

Cabe destacar, en este contexto, que la evidencia de que una estructura o elemento estructural ha superado una prueba de carga, no muestra su capacidad portante real ni proporciona una medida de su fiabilidad estructural. Este tipo de prueba solo indica que la resistencia mínima de la estructura en el momento del ensayo es mayor que el efecto de la carga aplicada. Por lo tanto, para actualizar la probabilidad de fallo de una estructura a partir de la carga aplicada en un ensayo, la función de distribución original para la resistencia, adoptada con este propósito, puede ser truncada al nivel del efecto de la de la carga aplicada [CEN/TS 17440, 2020].

De manera similar, el desempeño satisfactorio de una estructura durante un periodo de servicio de T años, demuestra que, en ausencia de deterioro, su resistencia mínima es mayor

que el efecto máximo de la carga aplicada durante este periodo. Para estimar la probabilidad de fallo, la función de distribución para la resistencia estructural puede actualizarse teniendo en cuenta la distribución acumulativa del efecto máximo de la carga durante el mismo periodo de T años.

3.9 Observaciones finales

En la evaluación de la fiabilidad de una estructura existente muchas de las incertidumbres asociadas a las acciones y a la resistencia pueden reducirse a través de la actualización de los modelos de cálculo con la información proveniente de ensayos y mediciones *in situ*. La manera más precisa de tener en cuenta la influencia de la información actualizada sobre las acciones y la resistencia es mediante un análisis con métodos probabilistas. Sin embargo, estos métodos resultan poco aptos para ser aplicados en la práctica diaria. En consecuencia, la adopción de decisiones racionales acerca de la fiabilidad de las estructuras existentes para las condiciones actuales y futuras de uso debería basarse en un formato de coeficientes parciales equivalente al que se emplea en el dimensionado de estructuras nuevas. Con este propósito, en este capítulo se presenta el desarrollo de unas herramientas que permiten tener en cuenta los datos específicos obtenidos acerca de la estructura en la actualización tanto de los valores representativos de las variables para las acciones y para la resistencia, como de los coeficientes parciales asociados.

La adquisición o actualización de la información relativa a una estructura existente está presente en todas las fases de un procedimiento de evaluación similar al propuesto en normas como el Código Técnico de la Edificación [CTE DB SE, 2009], la norma [ISO 13822, 2010] o la Especificación Técnica [CEN/TS 17440, 2020]. La información disponible sobre una estructura puede actualizarse mediante inspecciones, ensayos y mediciones *in situ*. En estructuras existentes siempre es posible incrementar el nivel de precisión de los modelos de cálculo a través de la adquisición de más datos sobre la estructura analizada. El programa de adquisición de datos debe adaptarse a las características de la estructura investigada y la información actualizada se debe poder introducir fácilmente en los modelos de cálculo empleados para la evaluación. Consecuentemente, la planificación, ejecución y evaluación de ensayos y mediciones requieren una atención particular.

La ejecución de las inspecciones, de los ensayos y de las mediciones se deberá llevar a cabo de acuerdo con la planificación previa, y las técnicas de adquisición de los datos deben ser compatibles con las tolerancias requeridas. Para la evaluación de los resultados se deben emplear procedimientos que faciliten la introducción de la información actualizada en los modelos de cálculo.

Capítulo 4. Metodología para la combinación de la información

4.1 Introducción

4.1.1 Generalidades

Tal como se ha descrito en el Capítulo 3, en la evaluación de la seguridad que presenta una estructura existente, para las condiciones actuales y futuras de uso, se procede por fases. En un procedimiento de este tipo, que incluye verificaciones de la seguridad estructural según métodos probabilistas y semiprobabilistas, la precisión de los modelos para la resistencia y para los efectos de las acciones, así como el grado de detalle del análisis se van afinando de una fase a otra, a través de la actualización de la información sobre la estructura a evaluar. Esta actualización constituye el paso más importante en una evaluación ya que la fiabilidad depende del grado de la incertidumbre asociada a los datos de entrada del problema considerado. Estos datos son observaciones de variables aleatorias con distribuciones de probabilidad que dependen de parámetros inciertos, cuyo nivel de conocimiento siempre se puede mejorar puesto que la estructura existe ya. A pesar de ello, en muchos casos la estimación de estos parámetros puede resultar dificultosa (p. ej. muestras de tamaño reducido, etc.). Por este motivo, el ingeniero, independientemente de si emplea métodos probabilistas o semiprobabilistas, debe tener en cuenta información adicional, a menudo heterogénea. Por todo lo anterior, se requiere un método para la combinación de la información previa o existente sobre las variables que intervienen en el proceso de evaluación con la que se obtiene como resultado de ensayos o mediciones *in situ*.

La selección de las funciones de distribución para las variables básicas debe realizarse con precaución considerando posibles sesgos y/o curtosis. Los coeficientes de asimetría y curtosis pueden aportar una información valiosa para la determinación de los modelos probabilistas más apropiados.

Para la mayoría de las aplicaciones, de acuerdo con lo señalado en el Apartado 2.2.3, se considera adecuado asumir los siguientes tipos de distribución para las variables básicas:

- para las acciones permanentes resulta adecuado adoptar una distribución Normal;
- para las acciones variables es conveniente adoptar una distribución de valores extremos, del tipo Gumbel o Weibull, particularmente si la función debe representar un valor máximo en un determinado período de tiempo;

- para las dimensiones de una estructura y las propiedades de los materiales, se suelen adoptar distribuciones del tipo Normal y Lognormal, respectivamente.

En este capítulo se presenta una metodología probabilista para la combinación de la información, basada en el enfoque bayesiano [JCSS, 2001a]. La metodología expuesta se emplea para obtener expresiones para las distribuciones predictivas *a posteriori* y los valores actualizados de los parámetros de las distribuciones más comunes de las variables, tanto para la resistencia como para las acciones, que intervienen en la evaluación de estructuras existentes. Así mismo, se presenta un ejemplo tomado de un caso real de evaluación de una estructura existente de hormigón, mediante el cual se ilustra la aplicación de la metodología bayesiana para combinar la información previa con la proveniente de ensayos con el fin de obtener el valor característico actualizado de las variables y los parámetros de la distribución *a posteriori*.

4.1.2 Contenido del capítulo

El capítulo contiene 7 apartados incluida la introducción. En el Apartado 4.2 se presentan los fundamentos de la teoría bayesiana que se emplea para obtener expresiones para las distribuciones predictivas *a posteriori* y los valores actualizados de los parámetros de las distribuciones más comunes de las variables.

A continuación, en los Apartados 4.3, 4.4 y 4.5 se describe la deducción de las expresiones para las distribuciones predictivas *a posteriori* y de sus parámetros (valor medio y desviación típica), así como del valor característico actualizado, para variables con distribuciones *a priori* del tipo Normal, Lognormal y Gumbel, respectivamente. Para las variables con distribución *a priori* del tipo Normal se consideran tres casos: cuando tanto el valor medio como la desviación típica son desconocidos, cuando el primero es conocido y la segunda desconocida y, por último, cuando el primero es desconocido y la segunda conocida.

En el Apartado 4.6 se presenta un ejemplo que ilustra la aplicación de la metodología propuesta para la actualización de los parámetros estadísticos y el valor característico del límite elástico del acero de armar empleado en una estructura existente de hormigón armado construida a comienzos del siglo XX.

Finalmente, el apartado 4.7 contiene unas observaciones finales acerca del desarrollo de la metodología propuesta y sus posibilidades de aplicación.

4.2 Enfoque bayesiano para la combinación de la información

La combinación de la información previa (*a priori*) relativa a una variable, con los resultados de los ensayos y/o mediciones, puede realizarse empleando métodos probabilistas. Para la aplicación de la metodología probabilista debe establecerse, inicialmente, la

denominada función de distribución *a priori* para los parámetros desconocidos de una determinada variable X (p. ej., el valor medio, la desviación típica, el sesgo, el coeficiente de curtosis). Dicha distribución debe reflejar toda la información disponible acerca de estos parámetros. Una vez establecida esta distribución, conjuntamente con los datos estadísticos que se hayan obtenido como resultado de ensayos o mediciones se puede deducir una distribución *a posteriori* (actualizada) de los parámetros y de la misma variable.

Para la obtención de la función de densidad *a posteriori* de los parámetros, $\pi(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{x})$, se emplea la conocida regla de Bayes:

$$\pi(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{x}) = C \cdot f(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{x}) \cdot \pi(\boldsymbol{\theta}) \quad (4.1)$$

- $\boldsymbol{\theta}$: vector de parámetros de la distribución (p. ej. la media y la desviación típica)
- $\pi(\boldsymbol{\theta})$: distribución *a priori* de $\boldsymbol{\theta}$
- $f(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{x}) = L(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{x})$: función de verosimilitud de la muestra (contiene toda la información que aporta la muestra $\mathbf{x}$ en relación con los parámetros $\boldsymbol{\theta}$)
- C : constante de normalización

En caso necesario, el valor de la constante C puede determinarse de la expresión:

$$C = \left[\int_{\Theta} L(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{x}) \cdot \pi(\boldsymbol{\theta}) \cdot d\boldsymbol{\theta} \right]^{-1} \quad (4.2)$$

A partir de la función de densidad *a posteriori* de los parámetros puede predecirse un nuevo valor de la variable (actualizado). Esto se realiza mediante la expresión para la función de densidad predictiva *a posteriori*, o condicionada por los datos de $\mathbf{x}$:

$$m(x|\mathbf{x}) = \int_{\Theta} f(x|\boldsymbol{\theta}) \pi(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{x}) \cdot d\boldsymbol{\theta} \quad (4.3)$$

siendo, x la predicción realizada y $f(x|\boldsymbol{\theta})$ la función de densidad de X condicionada por el vector $\boldsymbol{\theta}$.

Finalmente, para que esta metodología pueda ser aplicada en un procedimiento de evaluación estructural, es necesario determinar las componentes del vector paramétrico $\boldsymbol{\theta}_1$, que permitan la actualización de la función de densidad $f(x|\boldsymbol{\theta}_0)$ a $f(x|\boldsymbol{\theta}_1)$ ¹. Los valores actualizados de las componentes del vector $\boldsymbol{\theta}_1$ se calculan como las modas de las

¹ El subíndice 0 se empleará en este capítulo para referirse al estado de la información *a priori* (previa), y el subíndice 1 para la información *a posteriori* o actualizada.

distribuciones posteriores que se han obtenido, interpretándose dichas modas como estimaciones máximo-verosímiles de dichos parámetros [López Agüí, 2004].

Aplicando la metodología descrita anteriormente, en los apartados siguientes se obtienen las expresiones para las distribuciones predictivas *a posteriori* y los valores actualizados de los parámetros de variables con distribuciones *a priori* del tipo Normal, Lognormal y Gumbell. A diferencia de [ISO 2394, 1998], además de las expresiones para la distribución *a posteriori* de las variables con distribución *a priori* Normal, mediante el procedimiento descrito se han obtenido las correspondientes a variables distribución Lognormal, Gumbel y las expresiones para los valores actualizados de los parámetros de dichas distribuciones.

4.3 Variables con distribución *a priori* Normal

4.3.1 Caso general

Para el caso en que la variable X tenga una distribución normal, se adopta una distribución *a priori* para el valor medio, μ_X , y la distribución típica, σ_X , como la siguiente:

$$\pi(\mu_X, \sigma_X) = k \sigma_X^{-(c_0+1)} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma_X^2} \left\{ c_0(w_0)^2 + n_0(\mu_X - m_0)^2 \right\} \right\} \quad (4.4)$$

La distribución (4.4) se identifica con el producto de una distribución Normal y una Gamma Inversa triparamétrica de tal manera que

$$\pi(\mu_X, \sigma_X | n_0, m_0, c_0, w_0) = N \left(\mu_X \left| m_0, \frac{\sigma^2}{n_0} \right. \right) \cdot \text{Ig} \left(\sigma_X \left| \frac{c_0}{2}, \left(\frac{c_0 w_0^2}{2} \right)^{\frac{1}{2}}, 2 \right. \right) \quad (4.5)$$

La función expresada mediante (4.5) contiene cuatro hiperparámetros: n_0 , m_0 , c_0 y w_0 , cuyo significado se explica a continuación:

- c_0 y w_0 caracterizan la información previa acerca de la desviación típica de X . El valor esperado y el coeficiente de variación de la desviación típica, σ_X , pueden determinarse mediante las expresiones siguientes:

$$E(\sigma_X) = w_0 \quad (4.6)$$

$$V(\sigma_X) = \frac{1}{\sqrt{2c_0}} \quad (4.7)$$

- m_0 , n_0 y w_0 caracterizan la información previa acerca de μ_X . El valor esperado y el coeficiente de variación de μ_X pueden obtenerse a partir de:

$$E(\mu_x) = m_0 \quad (4.8)$$

$$V(\mu_x) = \frac{w_0}{m_0 \sqrt{n_0}} \quad (4.9)$$

A efectos de la aplicación de la metodología bayesiana al caso de la combinación de la información, la información previa (*a priori*) puede interpretarse como el resultado de series hipotéticas de ensayos. De acuerdo con lo anterior, se adoptarán para los hiperparámetros² que caracterizan a la desviación típica las siguientes hipótesis:

w_0 : desviación típica muestral hipotética (información *a priori*)

c_0 : número de grados de libertad hipotéticos para w_0

Así mismo, para los hiperparámetros necesarios para caracterizar el valor medio se adoptarán las siguientes hipótesis:

m_0 : media muestral hipotética

n_0 : hipotético número de observaciones (mediciones) para m_0

De esta manera, m_0 y w_0 representan la mejor estimación (el valor más fiable) con que se cuente para la media y la desviación típica de la variable X . Las incertidumbres que se tengan con relación a estos valores se tendrán en cuenta a través de la selección de los valores más adecuados para n_0 y c_0 . Cabe destacar que, mientras para los resultados de un ensayo real los valores de los hiperparámetros n_0 y c_0 están relacionados ($c_0 = n_0 + 1$), en caso de considerar a la información previa (*a priori*), como el resultado de ensayos hipotéticos, estos parámetros pueden seleccionarse de manera independiente el uno del otro. Para la selección de los valores de n_0 y c_0 pueden tenerse en cuenta las siguientes consideraciones [ISO 2394, 1998].

1. Si la información previa relativa a una variable resulta muy escasa para caracterizarla adecuadamente, n_0 y c_0 deben tomarse iguales a cero. Si, por el contrario, la información disponible con relación a una variable permite darle un tratamiento casi determinista (con una dispersión muy pequeña de sus parámetros), a n_0 y c_0 pueden asignárseles valores relativamente grandes, por ejemplo 50, obteniéndose $V(\sigma) = 0.10$ o $V(\mu) = 0.14w_0 / m_0$.
2. En muchos casos parece razonable asumir que se cuenta con muy poca o ninguna información acerca de la dispersión de la media (por tanto $n_0 = 0$), pero que es posible obtener una estimación bastante buena del valor de σ_0 . A manera de ejemplo, si se

² Se denominan hiperparámetros para distinguirlos conceptual y estructuralmente de los parámetros poblaciones de la variable básica X [López Agüí, 2004].

adopta para el coeficiente de variación de la desviación típica, $V(\sigma_x)$, un valor del orden del 30%, se obtiene, de acuerdo con la expresión (4.7), $c_0 = 5$. Tal situación puede corresponder al caso en que el modelo para la variable en cuestión esté basado en los resultados de muchos ensayos previos en los que se observe una gran variabilidad de la media, pero significativamente menos en la desviación típica.

La información previa (*a priori*) expresada mediante la ecuación (4.4) se combina con los resultados de n ensayos con media muestral $\bar{x}$ y desviación típica muestral s . Como resultado se obtendrá la distribución *a posteriori* (actualizada) para la media y la desviación típica de X , que se determina según (4.10):

$$\pi(\mu_x, \sigma_x) = \frac{1}{\Gamma(c_1/2)} \sqrt{\frac{2n_1}{\pi}} \sigma_x^{-(c_1+1)} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma_x^2} \{c_1 w_1^2 + n_1(\mu_x - m_1)^2\} \right\} \quad (4.10)$$

De manera similar a lo que sucede con la distribución *a priori*, (5.10) se identifica con el producto de una distribución Normal y una Gamma Inversa triparamétrica. En consecuencia, puede escribirse:

$$\pi(\mu_x, \sigma_x | n_1, m_1, c_1, w_1) = N \left(\mu_x \middle| m_1, \frac{\sigma^2}{n_1} \right) \cdot \text{Ig} \left(\sigma_x \middle| \frac{c_1}{2}, \left(\frac{c_1 w_1^2}{2} \right)^{\frac{1}{2}}, 2 \right) \quad (4.11)$$

Los hiperparámetros de la distribución *a posteriori* se deducen de acuerdo con las siguientes reglas:

$$n_1 = n_0 + n \quad (4.12)$$

$$c_1 = c_0 + n \quad (4.13)$$

$$m_1 = \frac{n_0 m_0 + n \bar{x}}{n_1} \quad (4.14)$$

$$c_1 w_1^2 = c_0 w_0^2 + n s^2 + \frac{n_0 n}{n_1} (m_0 - \bar{x})^2 \quad (4.15)$$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (4.16)$$

$$s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (4.17)$$

Los hiperparámetros n_0 , m_0 , n_1 y m_1 , se interpretan de forma sencilla a la vista de estas expresiones [López Agüí, 2007]. Así, n_0 es el tamaño muestral *a priori* o de la muestra virtual a la que se hace equivaler la información inicial, y m_0 es la media de esa misma muestra

virtual *a priori* o media muestral *a priori*. Los parámetros n_1 y m_1 se interpretan de forma similar, siendo el tamaño muestral *a posteriori* y la media muestral *a posteriori*, en ambos casos de una muestra combinada obtenida al agregar a la muestra virtual *a priori* la muestra real de datos observados. El tamaño muestral n_1 es la suma de los tamaños muestrales n_0 y n y la media muestral m_1 es la media ponderada de m_0 y de $\bar{x}$ con pesos proporcionales a sus respectivos tamaños. Finalmente, los hiperparámetros c_0 y c_1 representan los grados de libertad de la información *a priori* y *a posteriori*, respectivamente, sobre la desviación típica σ_X .

Para determinar el valor actualizado de la variable se establece la distribución predictiva *a posteriori*:

$$m(x|\mathbf{x}) = \frac{\Gamma\left[\frac{(c_1+1)}{2}\right]}{\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)\Gamma\left(\frac{c_1}{2}\right)} \frac{1}{w_1\sqrt{c_1\left(1+\frac{1}{n_1}\right)}} \left[1 + \frac{1}{c_1\left(1+\frac{1}{n_1}\right)w_1^2}(x-m_1)^2\right]^{-\frac{(c_1+1)}{2}} \quad (4.18)$$

que se identifica con una distribución de Student triparamétrica [López Agüí, 2004]. Por tanto:

$$m(x|\mathbf{x}) = \text{St}\left(x|c_1, m_1, \frac{n_1+1}{n_1}w_1^2\right) \quad (4.19)$$

Lo que permite establecer la siguiente relación:

$$\text{St}\left(y|c_1, m_1, \frac{n_1+1}{n_1}w_1^2\right) \sim m_1 \pm \text{St}(c_1) \cdot w_1 \cdot \sqrt{\left(1 + \frac{1}{n_1}\right)} \quad (4.20)$$

o:

$$X_{k,a} = m_1 \pm T_{c1} \cdot w_1 \cdot \sqrt{\left(1 + \frac{1}{n_1}\right)} \quad (4.21)$$

donde, T_{c1} corresponde al valor del coeficiente de la distribución de Student central, con c_1 grados de libertad, para el cuantil especificado. La expresión (4.21) permite determinar de forma simplificada el valor característico actualizado de la variable X . El valor de T_{c1} , para c_1 grados de libertad y el cuantil correspondiente, se determina empleando la función inversa de la distribución de Student central. Alternativamente, en la Tabla 4.1 se dan valores para T_{c1} en función del número de grados de libertad y de diferentes cuantiles.

Los valores actualizados de los parámetros μ_{Xa} y σ_{Xa} se determinan a partir de sus distribuciones *a posteriori*, como el valor correspondiente a la moda de cada una de estas distribuciones. De esta manera, el valor de μ_{Xa} se obtiene como la moda de una distribución Normal y por tanto su valor coincide con la media de esta distribución:

Tabla 4.1 – Valores para para el coeficiente de la distribución de Student.

β_X	$\Phi(-\beta_X)$	Grados de libertad														
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	15	20	25	30	∞
1.28	0.10	3.08	1.89	1.64	1.53	1.48	1.44	1.42	1.40	1.38	1.37	1.34	1.33	1.32	1.31	1.28
1.64	0.05	6.31	2.92	2.35	2.13	2.02	1.94	1.89	1.86	1.83	1.81	1.75	1.72	1.71	1.70	1.64
2.33	0.01	31.8	6.97	4.54	3.75	3.37	3.14	3.00	2.90	2.82	2.76	2.60	2.53	2.49	2.46	2.33
2.58	0.005	63.7	9.93	5.84	4.60	4.03	3.71	3.50	3.35	3.25	3.17	2.95	2.84	2.79	2.75	2.58
3.08	0.001	318	22.3	10.2	7.17	5.89	5.21	4.78	4.50	4.30	4.14	3.73	3.55	3.45	3.38	3.09

Nota: Si σ_X es conocido, debe emplearse $c_1 = \infty$. $\beta_X = \alpha_X \cdot \beta_t$, donde β_t es el índice de fiabilidad objetivo y α_X es el factor de sensibilidad tomado de acuerdo con el Método FORM [Hasofer and Lind, 1974]. Valores normalizados para α_X pueden encontrarse en [ISO 2394, 1998] o en [EN 1990, 2002].

$$\mu_{Xa} = m_1 = \frac{n_0 m_0 + n \bar{x}}{n_1} \quad (4.22)$$

Así mismo, el valor de σ_{Xa} se determina a partir de la distribución Gamma Inversa triparamétrica :

$$\sigma_{Xa} = w_1 \cdot \sqrt{\frac{c_1}{c_1 - 2}}, \quad \text{con } c_1 > 2 \quad (4.23)$$

4.3.2 Media desconocida y desviación típica conocida

En este caso, la distribución *a priori* de la media de la variable X se identifica con una Normal que puede expresarse como:

$$\pi(\mu_X | n_0, m_0) = N \left(\mu_X \left| m_0, \frac{\sigma_X^2}{n_0} \right. \right) \quad (4.24)$$

donde, como en el caso anterior, n_0 y m_0 representan el tamaño y el valor medio de la muestra virtual, respectivamente.

De manera similar a lo que sucede con la distribución *a priori*, (4.24), la distribución *a posteriori* de la media de X también se identifica con una Normal y se representa a través de la relación:

$$\pi(\mu_X | n_1, m_1) = N \left(\mu_X \left| m_1, \frac{\sigma_X^2}{n_1} \right. \right) \quad (4.25)$$

donde, n_1 y m_1 se obtienen siguiendo las reglas expresadas por (4.12) y (4.14), respectivamente.

La distribución predictiva *a posteriori* de la variable X también se identifica con una Normal y puede expresarse de la siguiente manera:

$$m(x|\mathbf{x}) = N\left(x|m_1, \frac{n_1+1}{n_1}\sigma_X^2\right) \quad (4.26)$$

Los parámetros actualizados de la variable X se determinan según:

$$\mu_{X,act} = m_1 \quad (4.27)$$

$$\sigma_{Xa} = \sigma_X \cdot \sqrt{\frac{n_1+1}{n_1}} \quad (4.28)$$

Y el valor característico actualizado de X mediante:

$$X_{k,a} = \mu_{Xa} \pm k_s \cdot \sigma_{Xa} \quad (4.29)$$

siendo k_s el valor de la distribución Normal estándar inversa para el cuantil especificado.

4.3.3 Media conocida y desviación típica desconocida

La distribución *a priori* de la desviación típica σ_X se especifica mediante:

$$\pi(\sigma_X) = \frac{2}{\Gamma(c_0/2)} \left(\frac{c_0}{2}\right)^{\frac{c_0}{2}} d_0^{c_0} \sigma_X^{-(c_0+1)} \exp\left[-\frac{c_0 d_0^2}{2\sigma_X^2}\right] \quad (4.30)$$

La distribución (4.30) se identifica con una Gamma Inversa (Ig) triparamétrica de tal manera que:

$$\pi(\sigma_X|c_0, d_0) = \text{Ig}\left(\sigma_X \left|\frac{c_0}{2}, \left(\frac{c_0}{2}\right)^{\frac{1}{2}} d_0, 2\right.\right) \quad (4.31)$$

En las expresiones (4.30) y (4.31) el hiperparámetro c_0 representa los grados de libertad de la muestra virtual y $c_0 d_0^2$ es la suma de desviaciones cuadráticas respecto de la media en la misma muestra virtual *a priori*.

La distribución *a posteriori* (actualizada) para la desviación típica de X se determina según:

$$\pi(\sigma_X) = \frac{2}{\Gamma(c_1/2)} \left(\frac{c_1}{2}\right)^{\frac{c_1}{2}} d_1^{c_1} \sigma_X^{-(c_1+1)} \exp\left[-\frac{c_1 d_1^2}{2\sigma_X^2}\right] \quad (4.32)$$

De manera similar a lo que sucede con la distribución *a priori*, (4.32) se identifica con una distribución Gamma Inversa (Ig) triparamétrica, por tanto:

$$\pi(\sigma_X | c_1, d_1) = \text{Ig} \left(\sigma_X \left| \frac{c_1}{2}, \left(\frac{c_1}{2} \right)^{\frac{1}{2}} d_1, 2 \right. \right) \quad (4.33)$$

con las siguientes reglas para la actualización de los hiperparámetros:

$$c_1 = c_0 + n \quad (4.34)$$

$$c_1 d_1^2 = c_0 d_0^2 + n q^2 \quad (4.35)$$

$$n q^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_X)^2 \quad (4.36)$$

Siguiendo los pasos de la metodología propuesta, la distribución predictiva *a posteriori* de la variable X se determina según:

$$m(x|\mathbf{x}) = \frac{\Gamma\left[\frac{(c_1+1)}{2}\right]}{\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)\Gamma\left(\frac{c_1}{2}\right)} \frac{1}{d_1 \sqrt{c_1}} \left[1 + \frac{1}{c_1 d_1^2} (x - \mu_X)^2 \right]^{-\left(\frac{c_1+1}{2}\right)} \quad (4.37)$$

que se identifica con una distribución de Student triparamétrica. Por tanto, puede escribirse:

$$m(x|\mathbf{x}) = \text{St}(x|c_1, \mu_X, d_1^2) \quad (4.38)$$

Lo que permite establecer la siguiente relación:

$$\text{St}(x|c_1, \mu_X, d_1^2) \sim \mu_X \pm \text{St}(c_1) \cdot d_1 \quad (4.39)$$

o:

$$X_{ka} = \mu_X \pm T_{c1} \cdot d_1 \quad (4.40)$$

Finalmente, los parámetros actualizados de la variable X serán:

$$\mu_{Xa} = \mu_X \quad (4.41)$$

$$\sigma_{Xa} = d_1 \cdot \sqrt{\frac{c_1}{c_1 - 2}}, \quad \text{con } c_1 > 2 \quad (4.42)$$

4.4 Variables con distribución *a priori* Lognormal

Una distribución es Lognormal cuando su logaritmo natural se distribuye de acuerdo a una Normal. Es decir, $X \sim \text{LN}(\mu; \sigma^2)$ si y sólo si $\ln(X) \sim \text{N}(\mu, \sigma^2)$. Si se define una

variable auxiliar Y , cuya función de distribución de probabilidad corresponde a una Normal, de tal manera que:

$$Y = \ln(X) \sim N(\mu, \sigma^2) \quad (4.43)$$

entonces, la metodología descrita en los apartados 4.3.2 a 4.3.4 se puede aplicar, teniendo en cuenta la siguiente transformación:

$$X = \exp(Y) \quad (4.44)$$

De acuerdo con las propiedades de la distribución Lognormal, los valores de la media y la desviación típica del logaritmo natural de X , $\mu_{\ln X}$ y $\sigma_{\ln X}$, respectivamente, se determinan a partir de los parámetros de X según las expresiones [Melchers, 1999]:

$$\mu_{\ln X} = \mu_Y = \ln \mu_X - 0,5 \cdot \ln(1 + V_X^2) \quad (4.45)$$

$$\sigma_{\ln X}^2 = \sigma_Y^2 = \ln(1 + V_X^2) \approx V_X^2 \quad (4.46)$$

En el caso general en que el valor medio y la desviación típica de la variable auxiliar Y sean desconocidos, su función de distribución de probabilidad *a priori* coincide con la expresada mediante (4.4) y la información previa acerca de sus parámetros puede caracterizarse mediante los siguientes cuatro hiperparámetros:

n_0 : número de observaciones *a priori*

c_0 : número de grados de libertad *a priori*

$m_{0,Y}$: valor medio *a priori* de Y

$w_{0,Y}$: desviación típica *a priori* de Y

Los valores de $m_{0,Y}$ y $w_{0,Y}$ se obtienen mediante las ecuaciones (4.45) y (4.46), respectivamente.

De manera similar al caso de la información previa, de la información obtenida de los ensayos se establecen los valores para los hiperparámetros de la muestra:

n : número de observaciones

m_Y : media muestral

s_Y : desviación típica muestral

Los valores de m_Y y s_Y se determinan empleando las ecuaciones (4.45) y (4.46), respectivamente.

La distribución *a posteriori* de los parámetros de la variable auxiliar Y es del mismo tipo que la distribución *a priori*, pero con hiperparámetros actualizados n_1 , c_1 , $m_{1,Y}$ y $w_{1,Y}$. Mediante las reglas expresadas por las ecuaciones (4.12) y (4.13) se determinan los valores

del número de observaciones, n_1 , y de los grados de libertad *a posteriori*, c_1 , respectivamente. Mientras que la media *a posteriori*, $m_{1,Y}$, y la desviación típica *a posteriori*, $w_{1,Y}$, para el caso general en que la media y la desviación típica de la distribución de X sean desconocidos, se calculan de acuerdo con (4.14) y (4.15), respectivamente. Una vez obtenidos los valores de n_1 , c_1 , $m_{1,Y}$, y $w_{1,Y}$, empleando la transformación (4.44) y en función del caso considerado (apartados 4.3.2 a 4.3.4), pueden determinarse el valor medio, μ_{Xa} , la desviación típica, σ_{Xa} , y el valor característico actualizados, $X_{k,a}$, de X .

4.5 Variables con distribución *a priori* de valores extremos Tipo I (Gumbel)

Para variables que siguen una distribución de valores extremos Tipo I [Gumbel, 1958], cuya función de densidad se expresa mediante:

$$f(x|u, \alpha) = G_M(x|u, \alpha) = \alpha \exp\left\{-\alpha(x-u) - \exp[-\alpha(x-u)]\right\} \quad (4.47)$$

con media y desviación típica iguales, respectivamente, a:

$$\mu_X = u + \frac{\gamma}{\alpha} \quad (4.48)$$

$$\sigma_X = \frac{\pi}{\alpha \cdot \sqrt{6}} \quad (4.49)$$

donde, $\gamma = 0.5772156649\dots$ es la constante de Euler. La distribución *a priori* de los parámetros u y α para el caso en que el primero sea desconocido y el segundo conocido, se especifica a través de la expresión:

$$\pi(u, \alpha) = k \exp\left[n_0 u \alpha - \exp(u \alpha) n_0 t_0\right] \quad (4.50)$$

donde, k es la constante de normalización, n_0 el número de observaciones de la muestra *a priori* o de la muestra virtual a la que se hace equivaler la información inicial y t_0 un hiperparámetro, de la muestra virtual, equivalente al estadístico suficiente t de la muestra real. El caso inverso, en el que el parámetro u es conocido y α desconocido, no se considera, debido a que la función de distribución *a posteriori* que se obtiene no se corresponde con ninguna distribución comúnmente conocida y no tiene una solución analítica sencilla que permita obtener expresiones simples para sus parámetros que sean de fáciles de emplear en la práctica.

La información previa (*a priori*) expresada mediante (4.49) se combina con la proveniente de ensayos o mediciones, obteniéndose la distribución *a posteriori* del parámetro u determinada por la expresión (4.50):

$$\pi(u|\mathbf{x}) = \frac{\alpha}{\Gamma(n_1)} \exp\left\{n_1 \alpha \cdot \left[u + \alpha^{-1} \cdot \ln(n_1 t_1)\right] - \exp\left\{\alpha \cdot \left[u + \alpha^{-1} \cdot \ln(n_1 t_1)\right]\right\}\right\} \quad (4.51)$$

que se identifica con una distribución Log-Gamma (LGa) triparamétrica, es decir:

$$\pi(u|\mathbf{x}) = \text{LGa} \left[u | n_1, -\alpha^{-1} \ln(n_1 t_1), \alpha^{-1} \right] \quad (4.52)$$

con

$$n_1 = n_0 + n \quad (4.53)$$

$$n_1 t_1 = n_0 t_0 + nt = n_0 t_0 + \sum_{i=1}^n \exp(-\alpha x_i) \quad (4.54)$$

$$t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \exp(-\alpha x_i) \quad (4.55)$$

donde, n , como en los casos anteriores, es el número de ensayos realizados y n_1 el tamaño muestral *a posteriori*.

La función predictiva de densidad *a posteriori* de la variable X se especifica mediante:

$$m(x|\mathbf{x}) = \frac{\alpha}{t_1} \exp(-\alpha x) \left[1 + \frac{1}{n_1 t_1} \exp(-\alpha x) \right]^{-(n_1+1)} \quad (4.56)$$

y la función de distribución:

$$F(y) = \left[1 + \frac{1}{n_1 t_1} \exp(-\alpha y) \right]^{-n_1} \quad (4.57)$$

con las siguientes expresiones para los parámetros actualizados:

$$u_a = \text{Mo}(u) = -\alpha^{-1} \left[\ln(n_1 t_1) \right] + \alpha^{-1} \ln(n_1) \quad (4.58)$$

$$\mu_{X,a} = u_a + \frac{\gamma}{\alpha} \quad (4.59)$$

4.6 Ejemplo de aplicación. Actualización del límite elástico del acero de armar

En el marco del estudio para la evaluación del estado de conservación de la cúpula principal de la catedral de La Laguna (Figura 4.1), se requería determinar el valor característico y los parámetros actualizados de la distribución del límite elástico del acero, f_{ys} , empleado en su construcción. Como información previa sobre los parámetros de la distribución se adoptan los resultados de una serie de ensayos realizados en una etapa anterior de evaluación de la cubierta inferior. La información disponible corresponde a una

muestra de cuatro ensayos con media muestral igual a 268,8 MPa y desviación típica muestral de 18,1 MPa.

Figura 4.1 — Catedral de La Laguna construida en 1913. a) Vista aérea; b) fachada neo-clásica; c) cúpula principal.

A efectos de la evaluación de la seguridad estructural de la cúpula principal de la catedral se ha llevado a cabo una nueva campaña de adquisición de datos y, posteriormente, se han realizado cinco ensayos para determinar el límite elástico del acero sobre igual número de probetas elaboradas a partir de testigos tomados durante la campaña (Figura 4.2). Los resultados de los ensayos en MPa son los siguientes $f_y = \{270; 274; 277; 268; 281\}$.

Figura 4.2 — Fabricación de probetas de tamaño reducido de barras de acero corroídas para ensayos de tracción y ejecución del ensayo.

El modelo probabilista *a priori* para el límite elástico se asume que corresponde a una distribución Lognormal con media y desviación típica desconocidas. La combinación de los resultados de los ensayos con la información previa se lleva a cabo de acuerdo con lo expuesto

en el apartado 4.4 y con las indicaciones de la norma [ISO 2394, 2015]. Para ello, se define la variable auxiliar:

$$Y = \ln|f_y| \sim N(\mu, \sigma^2) \quad (4.60)$$

De la información *a priori* sobre la variable, y de acuerdo con las expresiones (4.45) y (4.46), se obtienen los siguientes valores para los hiperparámetros correspondientes:

número de observaciones <i>a priori</i>	: $n_0 = 4$
número de grados de libertad <i>a priori</i>	: $c_0 = 5$
media muestral <i>a priori</i> de Y	: $m_{0,Y} = 5,592$
desviación típica muestral <i>a priori</i> de Y	: $w_{0,Y} = 0,067$

De manera similar, de la información obtenida de los nuevos ensayos, y empleando las ecuaciones (4.45) y (4.46), se establecen los valores para los hiperparámetros de la muestra:

número de observaciones	: $n = 5$
media logarítmica muestral	: $m_Y = 5,613$
desviación típica logarítmica muestral	: $s_Y = 0,019$

Mediante las expresiones (4.12) a (4.15) se combina la información previa con la proveniente de los 5 ensayos para obtener los hiperparámetros *a posteriori* n_1 , c_1 , $m_{1,Y}$ y $w_{1,Y}$, respectivamente:

número de observaciones <i>a posteriori</i>	: $n_1 = 9$
número de grados de libertad <i>a posteriori</i>	: $c_1 = 10$
media <i>a posteriori</i> de Y	: $m_{1,Y} = 5,603$
desviación típica <i>a posteriori</i> de Y	: $w_{1,Y} = 0,05$

A partir de estos resultados, y teniendo en cuenta la transformación (4.44), se determinan los parámetros actualizados del límite elástico del acero: valor medio, $\mu_{fy,a}$, desviación típica, $\sigma_{fy,a}$, y coeficiente de variación, $V_{fy,a}$, así como su valor característico actualizado, empleando las expresiones siguientes:

$$V_{fy,a} = \sqrt{\exp(w_{1,Y}^2) - 1} \quad (4.61)$$

$$\mu_{fy,a} = \exp\left[m_{1,Y} + 0,5 \cdot \ln\left(1 + V_{fy,a}^2\right)\right] \quad (4.62)$$

$$\sigma_{fy,a} = V_{fy,a} \cdot \mu_{fy,a} \quad (4.63)$$

$$f_{yk,a} = \exp\left(m_{1,Y} - T_{c1} \cdot w_{1,Y} \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{n_1}}\right) \quad (4.64)$$

T_{c1} : coeficiente de la distribución de Student para c_1 y el cuantil correspondiente (en este caso 5 %).

Los valores que se obtienen para los parámetros de la distribución y el valor característico actualizados del límite elástico del acero, calculados de acuerdo a las expresiones (5.61) a (5.64), son:

$$\mu_{fy,a} = 271,7 \text{ MPa} ; \sigma_{fy,a} = 13,7 \text{ MPa} ; V_{fy,a} = 0,05 ; f_{yk,a} = 246,5 \text{ MPa} \text{ y } S_{fy,a} = 1,1.$$

Los resultados de este ejemplo se ilustran en la Figura 4.3. En ella puede comprobarse cómo varía el estado de la información sobre el límite elástico del acero como resultado de la combinación de la información previa con la obtenida en los ensayos realizados sobre las probetas de este material. Como puede apreciarse, el efecto de la primera es bastante significativo. Para ilustrar mejor este hecho se calcula el valor característico de f_y sin tener en cuenta la información previa. Para $n - 1 = 4$ grados de libertad se obtiene $T_c = 2,13$ (Tabla 4.1). De acuerdo con [ISO 2394, 2015], el valor característico de una variable con distribución Lognormal se puede determinar a partir de los resultados de una serie de ensayos como:

$$f_{yk} = \exp \left(m_Y - T_c \cdot s_Y \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{n}} \right) = \exp \left(5,613 - 2,13 \times 0,019 \times \sqrt{1 + \frac{1}{5}} \right) = 262,0 \text{ MPa}$$

Figura 4.3 — Representación de las funciones de densidad de probabilidad previa, de la muestra y actualizada del límite elástico del acero, f_y , así como de su valor medio, $\mu_{fy,a}$, desviación típica, $\sigma_{fy,a}$, y valor característico, $f_{yk,a}$, actualizados

siendo el valor característico obtenido de la muestra más reciente superior al que resulta de la combinación con la información previa.

4.7 Observaciones finales

En el Capítulo 4 de este trabajo se establecieron las herramientas necesarias para la aplicación del método de los coeficientes parciales a la evaluación de las estructuras existentes. Una de estas herramientas consistía en el desarrollo de una metodología práctica y sencilla que permitiese la combinación de la información previa, relativa a las variables que intervienen en el proceso de evaluación, con la proveniente de ensayos y mediciones. En el presente capítulo se exponen los resultados de la aplicación de la metodología bayesiana para obtener expresiones para las distribuciones predictivas *a posteriori* y los valores actualizados de los parámetros de las distribuciones más comunes de las variables básicas, tanto para la resistencia como para las acciones, que intervienen en la evaluación de estructuras existentes.

A pesar de la complejidad del tratamiento matemático que implica la aplicación de esta metodología, se han obtenido unas expresiones, suficientemente sencillas y fáciles de emplear, para los parámetros de las distribuciones *a posteriori* de las variables, con distribuciones *a priori* del tipo Normal, Lognormal y Gumbel, que intervienen en la evaluación de estructuras existentes de hormigón, así como de sus valores característicos actualizados.

Mediante el ejemplo resuelto se comprueba que la combinación de la información previa sobre una variable, con la proveniente de ensayos o mediciones, puede llevarse a cabo de una manera sencilla y práctica. Esto permite su aplicación en un procedimiento de evaluación por fases en el cual se emplea el mismo formato de verificación que se usa habitualmente para el dimensionado de estructuras nuevas, pero que, al mismo tiempo, permite tener en cuenta la información actualizada sobre la estructura existente, sin la necesidad de emplear métodos probabilistas de cálculo. Así mismo, puede comprobarse la variación en el valor característico y en los parámetros de la distribución de las variables estudiadas, debido al efecto de la información previa. Según el caso, este efecto puede reflejarse en el aumento o disminución de uno o de otros, pero, en cualquier caso, puede considerarse siempre positivo puesto que permite reducir las incertidumbres asociadas a las variables que intervienen en el proceso de evaluación.

Capítulo 5. Coeficientes parciales para la evaluación de estructuras existentes

5.1 Introducción

En la evaluación de la seguridad de una estructura existente mediante el método de los coeficientes parciales, se emplean coeficientes parciales para las acciones e influencias y para la resistencia, conjuntamente con valores característicos para las variables relativas a las acciones y a la resistencia. La actualización de la información relativa a una variable a través de la colección de datos específicos, cuyo objetivo consiste en la reducción de las incertidumbres asociadas a esta variable, influye, no solamente en su valor representativo, sino también en el valor del coeficiente parcial que tiene en cuenta las incertidumbres asociadas a esta variable.

El efecto del cambio en el estado de la información en el valor característico puede deducirse mediante la evaluación estadística de los resultados experimentales y su posterior combinación con la información previa disponible, para lo cual en el Capítulo 4 se presenta un procedimiento basado en un enfoque bayesiano.

La estimación de la influencia del cambio de la información en los coeficientes parciales a través de la representación de estos últimos en función de sus coeficientes de variación y de sesgo se describe en el Apartado 5.2. El procedimiento para la evaluación con los modelos actualizados se define en el Apartado 5.3, mientras que en el Apartado 5.4 se explica la aplicación de las representaciones gráficas obtenidas en dicho apartado.

5.2 Coeficientes parciales actualizados

5.2.1 Generalidades

La estimación de la influencia del cambio de la información en los coeficientes parciales es una tarea compleja. Con este propósito, en este apartado se obtienen las expresiones para los coeficientes parciales actualizados, empleados en la evaluación de una estructura de hormigón armado, en términos de los valores característicos y de los valores de cálculo de las variables cuyas incertidumbres tienen en cuenta. Los valores de cálculo se obtienen mediante el método FORM, empleando para ello las funciones de distribución adoptadas, los factores de sensibilidad y el nivel de fiabilidad requerido por las normas en vigor. Para estimar la influencia del cambio de la información en los coeficientes parciales, se ha concluido que la manera más adecuada de representar a estos últimos es en función de sus

coeficientes de variación. Las representaciones de los coeficientes parciales se encuentran en los apartados 5.2.2.2 (coeficientes para las acciones) y 5.2.2.3 (coeficientes para la resistencia).

Para determinar el valor de los coeficientes parciales actualizados mediante las representaciones de los apartados 5.2.2.2 y 5.2.2.3 es necesario, inicialmente, obtener los valores de los coeficientes de variación actualizados de la función de variables cuyas incertidumbres tiene en cuenta el coeficiente parcial correspondiente. El procedimiento para determinar los coeficientes de variación actualizados y, posteriormente, los coeficientes parciales, se describe en 5.3.

En los apartados 5.2.2.2 y 5.2.2.3, además de las representaciones de los coeficientes parciales actualizados, se indican, para cada coeficiente parcial, las incertidumbres que este tiene en cuenta y las expresiones para el cálculo del coeficiente de variación actualizado a partir de los coeficientes de variación actualizados de las variables cuyas incertidumbres considera dicho coeficiente parcial. En los casos en que el coeficiente parcial tenga en cuenta las incertidumbres relativas a una sola variable, para determinar su valor se empleará directamente el coeficiente de variación correspondiente a esta variable.

En caso de que la información relativa a una o más variables, cuyas incertidumbres tenga en cuenta un determinado coeficiente parcial, no se haya actualizado, en la expresión para el cálculo del coeficiente de variación actualizado correspondiente se podrá emplear la información previa disponible o, en su caso los modelos que se indican en la Tabla 3.1 (modelos *a priori*) y cuya deducción se presenta en [Tanner et al., 2007] y [Tanner, 2016]. Cabe destacar que el empleo de los modelos indicados en la Tabla 3.1 para la evaluación de la seguridad de una estructura existente de hormigón queda limitada a estructuras que hayan sido dimensionadas y/o construidas según reglas comparables a las actuales.

5.2.2 Coeficientes parciales para las acciones

5.2.2.1 Coeficiente parcial para las acciones permanentes

Peso propio del hormigón

De forma general, el peso propio de un elemento estructural, G , se determina mediante la siguiente expresión [JCSS, 2001b]:

$$G = \int_{Vol} \gamma \cdot dV \quad (5.1)$$

γ : peso específico del material constitutivo del elemento

V : volumen descrito por los contornos del elemento estructural

Asumiendo que en los límites del volumen del elemento considerado el material puede considerarse homogéneo, la ecuación (5.1) puede escribirse como:

$$G = \gamma_{av} \cdot V \quad (5.2)$$

γ_{av} : peso específico promedio del material en el volumen V .

Para el caso particular del peso propio de los elementos estructurales de hormigón la expresión (5.2) puede escribirse como:

$$g_c = \rho_c \cdot V_c \quad (5.3)$$

ρ_c : peso específico del hormigón

V_c : volumen del elemento resistente de hormigón

Considerando la expresión (5.3) y conforme al formato adoptado en el marco de este trabajo, el coeficiente parcial actualizado para el peso propio del hormigón, $\gamma_{gc,a}$, tiene en cuenta la variación estadística en el peso específico del material, ρ_c , y las desviaciones en las dimensiones geométricas de los elementos resistentes de hormigón, a_c . De acuerdo con los modelos probabilistas *a priori* para las acciones y sus efectos, y para la resistencia de elementos de hormigón armado de las estructuras de edificación, deducidos en [Tanner et al., 2007; Tanner, 2016] y resumidos en la Tabla 3.1, se asume que tanto el peso específico aparente del hormigón como sus dimensiones exteriores se ajustan a una función de distribución *a priori* Normal.

Los parámetros actualizados de g_c se obtienen a partir de las siguientes ecuaciones:

$$\mu_{g_c,a} = \mu_{\rho_c,a} \cdot \mu_{a_c,a} \quad (5.4)$$

$$V_{g_c,a} \cong \sqrt{V_{\rho_c,a}^2 + V_{a_c,a}^2} = \sqrt{\left(\frac{\sigma_{\rho_c,a}}{\mu_{\rho_c,a}}\right)^2 + \left(\frac{\sigma_{a_c,a}}{\mu_{a_c,a}}\right)^2} \quad (5.5)$$

$V_{g_c,a}$: coeficiente de variación actualizado del peso propio del hormigón

$V_{\rho_c,a}$: coeficiente de variación actualizado del peso específico del hormigón

$V_{a_c,a}$: coeficiente de variación actualizado de las dimensiones geométricas del elemento

$\mu_{g_c,a}$: valor medio actualizado del peso propio del hormigón

$\mu_{\rho_c,a}$: valor medio actualizado del peso específico del hormigón

$\mu_{a_c,a}$: valor medio actualizado de las dimensiones geométricas del elemento

$\sigma_{\rho_c,a}$: desviación típica actualizada del peso específico del hormigón

$\sigma_{a_c,a}$: desviación típica actualizada de las dimensiones geométricas del elemento

De acuerdo con la Especificación Técnica [CEN/TS 17440, 2020], el valor de una variable que se emplea en el análisis y la verificación de una estructura existente,

determinado a partir de un valor característico o cualquier otro valor representativo combinado con un coeficiente parcial se denomina **valor de verificación** y es equivalente al valor de cálculo empleado en el dimensionado de una estructura nueva. En este trabajo se adopta para los valores de las variables a emplear en una evaluación la denominación de **valor verificación** tal como se define en [CEN/TS 17440, 2020].

De acuerdo con la definición anterior, el valor de verificación de una variable X_E de las acciones se determina como:

$$x_{Ea} = \gamma_{XEa} \cdot x_{Ek,a} \quad (5.6)$$

x_{Ea} : valor de verificación de la variable X_E

γ_{XEa} : coeficiente parcial actualizado para la variable X_E

$x_{Ek,a}$: valor característico actualizado de X_E

Por otra parte, teniendo en cuenta que es equivalente al respectivo valor de cálculo para estructuras nuevas, el valor de verificación del peso propio del hormigón, $g_{c,a}$, se determina de acuerdo con el método FORM normalizado [EN 1990, 2002; ISO 2394, 2015; CEN/TS 17440, 2020]. Según este método, y considerando que la variable se ajusta una distribución *a priori* Normal, $g_{c,a}$ se obtiene mediante la expresión:

$$g_{c,a} = \mu_{g_{c,a}} - \alpha_E \cdot \beta_t \cdot \sigma_{g_{c,a}} = \mu_{g_{c,a}} \cdot \left(1 - \alpha_E \cdot \beta_t \cdot V_{g_{c,a}}\right) \quad (5.7)$$

α_E : factor de sensibilidad normalizado para las variables de acciones (igual a -0.7 en caso de que la variable sea dominante y a -0.28 cuando no lo sea)

$\sigma_{g_{c,a}}$: desviación típica actualizada del peso propio del hormigón

β_t : índice de fiabilidad objetivo

Sustituyendo en la ecuación (5.7) las ecuaciones (5.4) y (5.5), se obtiene el valor de verificación del peso propio del hormigón en función de los parámetros actualizados de los modelos probabilistas de las variables ρ_c y a_c :

$$g_{c,a} = \mu_{\rho_{c,a}} \cdot \mu_{a_{c,a}} \cdot \left(1 - \alpha_E \cdot \beta_t \cdot \sqrt{\left(\frac{\sigma_{\rho_{c,a}}}{\mu_{\rho_{c,a}}}\right)^2 + \left(\frac{\sigma_{a_{c,a}}}{\mu_{a_{c,a}}}\right)^2}\right) \quad (5.8)$$

Teniendo en cuenta las ecuaciones (5.6) y (5.8) y la definición del peso propio del hormigón, expresada mediante la ecuación (5.3), el coeficiente parcial para el peso propio del hormigón, $\gamma_{g_{c,a}}$, en función de los parámetros actualizados de los modelos probabilistas de las variables, ρ_c y a_c , puede determinarse como:

$$\begin{aligned}
\gamma_{gc,a} &= \frac{g_{c,a}}{g_{ck,a}} = \frac{\mu_{gc,a} - \alpha_E \cdot \beta_t \cdot \sigma_{gc,a}}{g_{ck,a}} = \frac{\mu_{gc,a} (1 - \alpha_E \cdot \beta_t \cdot V_{gc,a})}{g_{ck,a}} \\
&= \frac{\mu_{\rho c,a}}{\rho_{ck,a}} \cdot \frac{\mu_{ac,a}}{a_{ck,a}} \cdot \left(1 - \alpha_E \cdot \beta_t \cdot \sqrt{\left(\frac{\sigma_{\rho c,a}}{\mu_{\rho c,a}} \right)^2 + \left(\frac{\sigma_{ac,a}}{\mu_{ac,a}} \right)^2} \right)
\end{aligned} \tag{5.9}$$

$g_{ck,a}$: valor característico actualizado del peso propio del hormigón

$\rho_{ck,a}$: valor característico actualizado del peso específico del hormigón

$a_{ck,a}$: valor característico actualizado de las dimensiones geométricas del elemento

Los valores característicos actualizados del peso específico del hormigón y de las dimensiones geométricas del elemento, $\rho_{ck,a}$ y $a_{ck,a}$, respectivamente, así como los parámetros de sus modelos probabilistas actualizados ($\mu_{\rho c,a}$, $\sigma_{\rho c,a}$, $\mu_{ac,a}$, $\sigma_{ac,a}$) se obtienen a partir de la información proveniente de las campañas de mediciones y ensayos llevada a cabo como parte de la evaluación. En caso necesario, para la combinación de la información disponible sobre estas variables con la obtenida durante la campaña de ensayos y mediciones se emplea la metodología propuesta en el capítulo 4.

La ecuación (5.8) se puede expresar en función de los parámetros adimensionales actualizados (coeficiente de sesgo y de variación) de las variables ρ_c y a_c :

$$\gamma_{gc,a} = S_{\rho c,act} \cdot S_{ac,act} \left(1 - \alpha_E \cdot \beta_t \cdot \sqrt{V_{\rho c,act}^2 + V_{ac,act}^2} \right) \tag{5.10}$$

$S_{\rho c,a}$: coeficiente de sesgo actualizado para el peso específico del hormigón

$S_{ac,a}$: coeficiente de sesgo actualizado de las dimensiones geométricas del elemento

O, en función de los respectivos parámetros adimensionales actualizados del peso propio del hormigón, g_c , como:

$$\gamma_{gc,a} = S_{gc,a} \cdot (1 - \alpha_E \cdot \beta_t \cdot V_{gc,a}) \tag{5.11}$$

con

$$S_{gc,a} = S_{\rho c,a} \cdot S_{ac,a} \tag{5.12}$$

$S_{gc,a}$: coeficiente de sesgo actualizado para el peso propio del hormigón

De acuerdo con las indicaciones de los eurocódigos [EN 1990, 2002; EN 1991-1-1, 2002], de la especificación técnica [CEN/TS 17440, 2020] y del CTE, [CTE DB SE-AE, 2006; CTE DB SE, 2009], como valores característicos para los pesos específicos de los materiales se asumen los valores medios, siempre que la variabilidad de la acción permanente no resulte importante (coeficiente de variación superior a 0,1). En cuanto a los valores característicos

de las dimensiones geométricas, estos se asumen como valores nominales o valores medios. En consecuencia, los coeficientes de sesgo para el peso específico del hormigón, $S_{\rho_c, a}$, y para las dimensiones geométricas del elemento, $S_{a_c, a}$, resultan iguales a 1,0 y, por tanto, la expresión (5.11) se puede simplificar como:

$$\gamma_{g_c, a} = 1 - \alpha_E \cdot \beta_t \cdot V_{g_c, a} \quad (5.13)$$

Como se menciona en el apartado 5.2, en el caso de que no se disponga de información acerca de los modelos probabilistas de las variables, ρ_c y a_c se puede recurrir a modelos existentes como los de la Tabla 3.1. En este caso particular, para emplear los modelos *a priori* indicados en la Tabla 3.1 se debe tener presente que en el modelo para el peso propio de los elementos de hormigón se tienen en cuenta la variación estadística en el peso específico del hormigón, así como las desviaciones en las dimensiones geométricas de los elementos, pero no se consideran por separado de forma explícita mediante coeficientes de variación y de sesgo para cada una de estas variables. De esta manera, si se emplea este modelo deben tomarse los valores del coeficiente de sesgo y de variación para el peso propio del hormigón, g_c , que se indican en dicha Tabla 4.1, y aplicarlos directamente en las expresiones (5.11) o (5.13) para obtener el coeficiente parcial, $\gamma_{g_c, a}$.

Otras cargas permanentes

El coeficiente parcial para las cargas permanentes, g_p , debidas a los elementos no resistentes, $\gamma_{g_p, a}$, tiene en cuenta la variación estadística en el peso específico de los materiales constitutivos de los elementos no resistentes y las desviaciones en las dimensiones geométricas de estos elementos. De manera similar a lo que ocurre con el peso propio de los elementos resistentes de hormigón, el valor de verificación de las cargas permanentes debidas a los elementos no resistentes se determina de acuerdo con el método FORM normalizado [ISO 2394, 1998; EN 1990, 2002]. Teniendo en cuenta que la variable g_p también se ajusta a una distribución *a priori* Normal, el valor de verificación de las cargas permanentes debidas a los elementos no resistentes, $g_{p, a}$, se obtiene a mediante la expresión:

$$g_{p, a} = \mu_{g_p, a} - \alpha_E \cdot \beta_t \cdot \sigma_{g_p, a} = \mu_{g_p, a} \cdot \left(1 - \alpha_E \cdot \beta_t \cdot V_{g_p, a} \right) \quad (5.14)$$

Los parámetros actualizados de g_p se obtienen a partir de las siguientes ecuaciones:

$$\mu_{g_p, a} = \mu_{\rho_p, a} \cdot \mu_{a_p, a} \quad (5.15)$$

$$V_{g_p, a} \cong \sqrt{V_{\rho_p, a}^2 + V_{a_p, a}^2} = \sqrt{\left(\frac{\sigma_{\rho_p, a}}{\mu_{\rho_p, a}} \right)^2 + \left(\frac{\sigma_{a_p, a}}{\mu_{a_p, a}} \right)^2} \quad (5.16)$$

$$S_{g_p, a} = S_{\rho_p, a} \cdot S_{a_p, a} \quad (5.17)$$

- $V_{gp,a}$: coeficiente de variación actualizado de las cargas permanentes debidas a los elementos no resistentes
- $V_{\rho p,a}$: coeficiente de variación actualizado del peso específico de los materiales de los elementos no resistentes
- $V_{ap,a}$: coeficiente de variación actualizado de las dimensiones geométricas de los elementos no resistentes
- $\mu_{gp,a}$: valor medio actualizado de las cargas permanentes debidas a los elementos no resistentes
- $\mu_{\rho p,a}$: valor medio actualizado del peso específico de los materiales de los elementos no resistentes
- $\mu_{ap,a}$: valor medio actualizado de las dimensiones geométricas de los elementos no resistentes
- $\sigma_{\rho p,a}$: desviación típica actualizada del peso específico de los materiales de los elementos no resistentes
- $\sigma_{ap,a}$: desviación típica actualizada de las dimensiones geométricas de los elementos no resistentes
- $S_{gp,a}$: coeficiente de sesgo actualizado para las cargas permanentes debidas a los elementos no resistentes
- $S_{\rho p,a}$: coeficiente de sesgo actualizado del peso específico de los materiales de los elementos no resistentes
- $S_{ac,a}$: coeficiente de sesgo actualizado de las dimensiones geométricas de los elementos no resistentes

De manera similar al peso propio de los elementos de hormigón, el coeficiente parcial $\gamma_{gp,a}$ se puede expresar en función de los parámetros adimensionales actualizados (coeficiente de sesgo y de variación) de las variables ρ_p y a_p :

$$\gamma_{gp,a} = S_{\rho p,a} \cdot S_{ap,a} \left(1 - \alpha_E \cdot \beta_t \cdot \sqrt{V_{\rho p,a}^2 + V_{ap,a}^2} \right) \quad (5.18)$$

O, en función de los respectivos parámetros adimensionales actualizados de las cargas permanentes debidas a los elementos no resistentes, g_p , como:

$$\gamma_{gp,a} = S_{gp,a} \cdot \left(1 - \alpha_E \cdot \beta_t \cdot V_{gp,a} \right) \quad (5.19)$$

Teniendo en cuenta lo mencionado en el apartado anterior para los valores característicos de los pesos específicos de los materiales y de las dimensiones geométricas, los coeficientes de sesgo $S_{\rho p,a}$ y $S_{ap,a}$ resultan iguales a 1,0 y, en consecuencia la expresión (6.18) se simplifica como:

$$\gamma_{gp,a} = 1 - \alpha_E \cdot \beta_t \cdot V_{gp,a} \quad (5.20)$$

De la misma forma que con el peso propio del hormigón, en el caso de que no se disponga de información acerca de los modelos probabilistas de las variables ρ_p y a_p , se puede recurrir a modelos existentes como los de la Tabla 3.1. Igualmente, se debe tener presente que en el modelo para las otras cargas permanentes que se incluye en la Tabla 3.1 se tienen en cuenta la variación estadística en el peso específico de los materiales correspondientes y las desviaciones en las dimensiones geométricas de los elementos, pero no se consideran por separado de forma explícita mediante coeficientes de variación y de sesgo para cada una de estas variables. De tal manera que, si se emplea este modelo, deben tomarse los valores del coeficiente de sesgo y de variación para las otras cargas permanentes, g_p , que se indican en dicha Tabla 4.1, y aplicarlos directamente en las expresiones (5.19) o (5.20) para obtener el coeficiente parcial, $\gamma_{gp,a}$.

Representación de los coeficientes parciales para las cargas permanentes

Figura 5.1 – Representación del coeficiente parcial para las cargas permanentes, $\gamma_{g,a}$, en función del coeficiente de variación actualizado, $V_{g,a}$, para valores seleccionados del índice de fiabilidad objetivo $\beta_t = 1.8, 2.3, 2.8, 3.3, 3.8$ y 4.3

A partir de las ecuaciones (5.13) y (5.20), en la Figura 5.1 se representa el coeficiente parcial $\gamma_{g,a}$ en función del coeficiente de variación actualizado, $V_{g,a}$, para diferentes valores

del índice de fiabilidad objetivo, $\beta_t = 1.8, 2.3, 2.8, 3.3, 3.8$ y 4.3 , y para los casos en que las cargas permanentes sean la variable dominante ($\alpha_E = -0.7$) y cuando no lo sean ($\alpha_E = -0.28$). Así mismo, en la Figura 5.2 se representa el coeficiente $\gamma_{g,a}$ en función de β_t , para valores seleccionados de $V_{g,a} = 0.05, 0.1$ y 0.15 , y para los mismos casos anteriores ($\alpha_E = -0.7$ y -0.28). Estas representaciones pueden emplearse para la obtención del coeficiente parcial, tanto para el peso propio del hormigón, $\gamma_{gc,a}$, como para las otras cargas permanentes, $\gamma_{gp,a}$, de acuerdo con el procedimiento descrito en el apartado 5.3.

Figura 5.2 – Representación del coeficiente parcial para las cargas permanentes, $\gamma_{g,a}$, en función del índice de fiabilidad objetivo β_t , para valores seleccionados del coeficiente de variación actualizado, $V_{g,a} = 0.05, 0.1$ y 0.15

5.2.2.2 Coeficiente parcial para las acciones variables

Acciones variables (nieve, sobrecargas de uso)

Considerando los modelos probabilistas *a priori* para las acciones y sus efectos, y para la resistencia de elementos de hormigón armado de las estructuras de edificación, deducidos en [Tanner et al., 2007; Tanner, 2016], se asume que las acciones variables tales como las sobrecargas de uso y las cargas de nieve se ajustan a una distribución de valores extremos Tipo I [Gumbel, 1958]. Según lo mencionado en el apartado 4.5, la función de densidad para

variables que siguen una distribución de Gumbel se expresa mediante la ecuación (4.47) y sus parámetros, valor medio y desviación típica, según (4.48) y (4.49), respectivamente.

De acuerdo con el método FORM y según las indicaciones de [EN 1990, 2002; CEN/TS 17440, 2020], el valor de verificación de una acción variable, Q , cuya distribución de probabilidad *a priori* se asume que corresponde a una distribución de Gumbel, para un periodo de referencia, t_{ref} , y un índice de fiabilidad requerido, β_t , se determina, en función de los parámetros de la variable, como:

$$Q_{a,\text{tref}} = \mu_{Q,a,\text{tref}} - \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot \sigma_{Q,a,\text{tref}} \cdot \left[0.5772 + \ln \left(-\ln \left(\Phi \left(-\alpha_E \beta_t \right) \right) \right) \right] \quad (5.21)$$

$Q_{a,\text{tref}}$: valor de verificación de la variable Q para el periodo de referencia t_{ref}

$\mu_{Q,a,\text{tref}}$: valor medio actualizado de la variable Q para el periodo de referencia t_{ref}

$\sigma_{Q,a,\text{tref}}$:desviación típica actualizada de la variable Q para el periodo de referencia t_{ref}

Φ : función de distribución acumulada de la distribución Normal estándar

α_E : factor de sensibilidad normalizado para las acciones

Es necesario señalar que los parámetros $\mu_{Q,a,\text{tref}}$ y $\sigma_{Q,a,\text{tref}}$ deben estar asociados al mismo periodo de referencia que se ha establecido para el índice de fiabilidad requerido, β_t .

Teniendo en cuenta la ecuación para el valor de verificación de la acción variable Q (5.21) y la definición del valor de verificación de una variable de las acciones expresada mediante (5.6), el coeficiente parcial $\gamma_{q,a}$, para Q , se determina como:

$$\gamma_{q,a} = \frac{Q_{a,\text{tref}}}{Q_{k,a}} = \frac{\mu_{Q,\text{tref}} - \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot \sigma_{Q,\text{tref}} \cdot \left[0.5772 + \ln \left(-\ln \left(\Phi \left(-\alpha_E \beta_t \right) \right) \right) \right]}{Q_{k,a}} \quad (5.22)$$

$$\gamma_{q,a} = \frac{\mu_{q,a,\text{tref}} \cdot \left[1 - \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot V_{q,a,\text{tref}} \cdot \left(0.5772 + \ln \left(-\ln \left(\Phi \left(-\alpha_E \beta_t \right) \right) \right) \right) \right]}{Q_{k,a}} \quad (5.23)$$

$$\gamma_{q,a} = S_{q,a,\text{tref}} \cdot \left[1 - \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot V_{q,a,\text{tref}} \cdot \left(0.5772 + \ln \left(-\ln \left(\Phi \left(-\alpha_E \beta_t \right) \right) \right) \right) \right] \quad (5.24)$$

$Q_{k,a}$: valor característico actualizado de la variable Q

$S_{q,a,\text{tref}}$: coeficiente de sesgo actualizado de la variable Q para el periodo de referencia t_{ref}

$V_{q,a,\text{tref}}$: coeficiente de variación actualizado de la variable Q para el periodo de referencia t_{ref}

A partir de la ecuación (5.24), en la Figura 5.3 se representa el coeficiente parcial $\gamma_{q,a,1}$ en función del coeficiente de variación actualizado, $V_{q,a}$, para diferentes valores del índice de fiabilidad objetivo, $\beta_t = 1.8, 2.3, 2.8, 3.3, 3.8$ y 4.3 , y para los casos en que la carga variable

q_i sea la variable dominante de las acciones ($\alpha_E = -0.7$) y cuando no lo sean ($\alpha_E = -0.28$). Así mismo, en la Figura 5.4 se representa el coeficiente $\gamma_{q,a,1}$ en función de β_t , para valores seleccionados de $V_{q,a} = 0.1, 0.3, 0.5, 0.7$ y 0.9 , y para los mismos casos anteriores ($\alpha_E = -0.7$ y -0.28). Para la obtención de las representaciones de las Figuras 5.3 y 5.4 se ha adoptado para el coeficiente de sesgo actualizado, $S_{q,a,tref}$, un valor de 1. En consecuencia, cuando para la verificación de la seguridad de un elemento estructural de hormigón se pretenda determinar el valor del coeficiente parcial, $\gamma_{q,a}$, se deberá multiplicar el coeficiente $\gamma_{q,a,1}$, obtenido mediante las Figuras 6.3 o 6.4, según el caso, por el valor del coeficiente de sesgo actualizado, $S_{q,a,tref}$:

$$\gamma_{q,a} = S_{q,a,tref} \cdot \gamma_{q,a,1} \quad (5.25)$$

Teniendo en cuenta el rango de valores para el coeficiente de variación $V_{q,a}$ asumido en las representaciones de las Figuras 5.3 y 5.4, dichas representaciones pueden emplearse para determinar el coeficiente parcial actualizado tanto para las cargas de nieve, como para las sobrecargas de uso.

Figura 5.3 – Representación del coeficiente parcial para las acciones variables, $\gamma_{q,a,1}$, en función del coeficiente de variación actualizado, $V_{q,a}$, para valores seleccionados del índice de fiabilidad objetivo $\beta_t = 1.8, 2.3, 2.8, 3.3, 3.8$ y 4.3

Figura 5.4 – Representación del coeficiente parcial para las acciones variables, $\gamma_{q,a,1}$, en función del índice de fiabilidad objetivo β_t , para valores seleccionados del coeficiente de variación actualizado, $V_{q,a} = 0.1, 0.3, 0.5, 0.7$ y 0.9

5.2.2.3 Coeficiente parcial para las incertidumbres de los modelos para los efectos de las acciones

Incertidumbres de los modelos para el cálculo de los efectos de las acciones

Las incertidumbres de los modelos, asociadas con el modelo físico empleado para la representación de las cargas o de sus efectos en un análisis de fiabilidad, se pueden representar a través de variables aleatorias. Debido a que, tal y como se ha afirmado en el Capítulo 3, la actualización de los coeficientes parciales para la variable aleatoria que representa las incertidumbres de los modelos no es una tarea fácil, en la práctica diaria se emplean normalmente valores *a priori* para estos. Por este motivo, en el marco de este trabajo, para determinar los valores de los coeficientes parciales $\gamma_{S_a,M}$, $\gamma_{S_a,N}$ y $\gamma_{S_a,V}$ para los modelos empleados en la determinación de los momentos flectores, esfuerzos axiles y esfuerzos cortantes, respectivamente, se asume una distribución Lognormal para las variables aleatorias, $\xi_{E,M}$, $\xi_{E,N}$, y $\xi_{E,V}$, que representan las incertidumbres asociadas a dichos modelos, de acuerdo con los modelos probabilistas que se indican en la Tabla 3.1. Así mismo, para los valores de los coeficientes de sesgo y variación de los modelos probabilistas correspondientes, a falta de más información, pueden adoptarse los de la Tabla 3.1, siempre

que, como se menciona en el apartado 5.2.1, la estructura a evaluar haya sido dimensionada y/o construida según reglas comparables a las actuales.

Teniendo en cuenta el formato adoptado para la determinación de los valores de verificación de las variables de los modelos para la determinación de los momentos flectores, esfuerzos axiles y esfuerzos cortantes, establecido en el apartado (3.4.5), que actúan sobre un elemento de hormigón, los coeficientes parciales para dichas variables, $\gamma_{Sa,M}$, $\gamma_{Sa,N}$ y $\gamma_{Sa,V}$, respectivamente, tienen en cuenta solamente las incertidumbres asociadas al modelo mismo para el cálculo de los efectos de las acciones para cada uno de los tres mecanismos de fallo. Considerando lo anterior, la deducción de las expresiones para el cálculo de los coeficientes parciales para las incertidumbres asociadas a los tres mecanismos mencionados se lleva a cabo de forma simultánea y los resultados son válidos para los tres, diferenciándose únicamente en el valor del coeficiente de variación del modelo probabilista empleado para cada uno de ellos.

Puesto que las variables aleatorias $\xi_{E,M}$, $\xi_{E,N}$ y $\xi_{E,V}$ se ajustan a una distribución Lognormal con una dispersión pequeña, su valor de verificación, $\xi_{E,M,a}$, $\xi_{E,N,a}$, y $\xi_{E,V,a}$, respectivamente, se obtiene, de acuerdo con el método FORM normalizado [ISO 2394, 1998; EN 1990, 2002], mediante la siguiente expresión:

$$\xi_{E,(M,N,V),a} = \mu_{\xi_{E,(M,N,V)}} \cdot e^{-\alpha_E \cdot \beta_t \cdot (\sigma_{\xi_{E,(M,N,V)}} / \mu_{\xi_{E,(M,N,V)}})} \quad (5.26)$$

$\xi_{E,(M,N,V),a}$: valor de verificación de la variable de los modelos empleados en la determinación de los momentos flectores (M), esfuerzos axiles (N) o esfuerzos cortantes (V)

α_E : factor de sensibilidad normalizado para las variables de acciones

$\mu_{\xi_{E,(M,N,V)}}$: valor medio de la variable de los modelos empleados en la determinación de los momentos flectores (M), esfuerzos axiles (N) o esfuerzos cortantes (V)

$\sigma_{\xi_{E,(M,N,V)}}$: desviación típica de la variable de los modelos empleados en la determinación de los momentos flectores (M), esfuerzos axiles (N) o esfuerzos cortantes (V)

Los valores de los coeficiente parciales $\gamma_{Sa,M}$, $\gamma_{Sa,N}$ y $\gamma_{Sa,V}$, que relacionan los valores de verificación de las variables, $\xi_{E,M,a}$, $\xi_{E,N,a}$ y $\xi_{E,V,a}$, con sus respectivos valores característicos o nominales, $\xi_{E,M,k}$, $\xi_{E,N,k}$, y $\xi_{E,V,k}$, se determinan como:

$$\gamma_{S,(M,N,V),a} = \frac{\xi_{E,(M,N,V),a}}{\xi_{E,(M,N,V),k}} = \frac{\mu_{\xi_{E,(M,N,V)}} \cdot e^{-\alpha_E \cdot \beta_t \cdot (\sigma_{\xi_{E,(M,N,V)}} / \mu_{\xi_{E,(M,N,V)}})}}{\xi_{E,(M,N,V),k}} \quad (5.27)$$

$\xi_{E,(M,N,V),k}$: valor característico o nominal de la variable de los modelos empleados en la determinación de los momentos flectores (M), esfuerzos axiles (N) o esfuerzos cortantes (V)

La ecuación (5.27) puede expresarse en términos de los parámetros adimensionales (coeficientes de sesgo y de variación) que caracterizan los modelos probabilistas de las variables $\xi_{E,M}$, $\xi_{E,N}$, y $\xi_{E,V}$:

$$\gamma_{S,(M,N,V),a} = S_{\xi E,(M,N,V)} \cdot e^{-\alpha_E \cdot \beta_t \cdot V_{\xi E,(M,N,V)}} \quad (5.28)$$

$S_{\xi E,(M,N,V)}$: coeficiente de sesgo para las incertidumbres del modelo para la determinación de los efectos de los momentos flectores (M), esfuerzos axiales (N) o esfuerzos cortantes (V)

$V_{\xi E,(M,N,V)}$: coeficiente de variación para las incertidumbres del modelo para la determinación de los efectos de los momentos flectores (M), esfuerzos axiales (N) o esfuerzos cortantes (V)

Figura 5.5 – Representación del coeficiente parcial para las incertidumbres del modelo para el cálculo de los efectos de las acciones, $\gamma_{S,a}$, en función del índice de fiabilidad objetivo β_t , para, $V_{\xi E} = 0.05$ (esfuerzos axiales) y $V_{\xi E} = 0.1$ (momentos flectores y esfuerzos cortantes).

Asumiendo los modelos probabilistas de la Tabla 3.1, mediante la ecuación (5.28) se representa en la Figura 5.5 el coeficiente parcial $\gamma_{S,a}$, en función del índice de fiabilidad objetivo, β_t , para los valores del coeficiente de variación $V_{\xi E} = 0.05$ y 0.1 , y para los casos en que las incertidumbres del modelo para el cálculo de los efectos de las acciones sean la variable dominante ($\alpha_E = -0.7$) y cuando no lo sean ($\alpha_E = -0.28$). Las curvas de la Figura

5.5 correspondientes a $V_{\xi E} = 0.05$ representan la variación del coeficiente parcial para el modelo empleado para el cálculo de los esfuerzos axiales (N), mientras que las correspondientes a $V_{\xi E} = 0.1$ representan los coeficientes parciales para las incertidumbres asociadas al modelo para momentos flectores (M) y esfuerzos cortantes (V). Las representaciones de la Figura 5.5 se han obtenido adoptando para los coeficientes de sesgo, $S_{\xi E, M}$, $S_{\xi E, N}$ y $S_{\xi E, V}$ un valor de 1, de acuerdo con los modelos indicados en la Tabla 3.1.

5.2.3 Coeficientes parciales para la resistencia

5.2.3.1 Coeficiente parcial para las propiedades mecánicas de los materiales

Como variable de resistencia se clasifica cualquier variable aleatoria que afecte a la capacidad estructura o del componente considerado para resistir las cargas que actúen sobre él. Por este motivo, la resistencia se debe entender como una característica inherente del elemento o de la estructura. En los análisis de fiabilidad estructural las variables aleatorias típicas se refieren a:

- Las características geométricas del elemento o de la estructura;
- Las características de los materiales;
- Las incertidumbres del modelo.

En el formato de coeficientes parciales adoptado, las variaciones en las características geométricas de la estructura o del elemento estructural se tienen en cuenta, en algunos casos a través del coeficiente parcial para la resistencia del material y en otros mediante el coeficiente para las incertidumbres del modelo.

Resistencia a compresión del hormigón

De acuerdo con el formato adoptado en el marco de este trabajo, el coeficiente parcial para la resistencia a compresión del hormigón, $\gamma_{m, c, a}$, tiene en cuenta la variación estadística en la resistencia del material. Asumiendo que la resistencia a compresión del hormigón se ajusta a una función de distribución *a priori* Lognormal [Tanner et al., 2007; Tanner, 2016], su valor de verificación de acuerdo con [EN 1990, 2002; ISO 2394, 2015; CEN/TS 17440, 2020] se determina mediante la expresión:

$$f_{c, a} = \frac{\mu_{f_{c, a}}}{\sqrt{1 + \sigma_{f_{c, a}}^2 / \mu_{f_{c, a}}^2}} \cdot e^{-\alpha_R \cdot \beta_t \cdot \sqrt{\ln(1 + \sigma_{f_{c, a}}^2 / \mu_{f_{c, a}}^2)}} \quad (5.29)$$

α_R : factor de sensibilidad normalizado para las variables de resistencia (igual a 0.8 en caso de que la variable sea dominante y a 0.32 cuando no lo sea)

$\mu_{f_{c, a}}$: valor medio actualizado de la resistencia a compresión del hormigón

$\sigma_{fc,a}$: desviación típica actualizada de la resistencia a compresión del hormigón

De acuerdo con la definición establecida en [CEN/TS 17440, 2020], el valor de verificación de una variable X_R de resistencia se determina como:

$$x_{Ra} = \frac{x_{Rk,a}}{\gamma_{XRa}} \quad (5.30)$$

x_{Ra} : valor de verificación de la variable X_R

γ_{XRa} : coeficiente parcial actualizado

$x_{Rk,a}$: valor característico actualizado de X_R

Por tanto, el valor del coeficiente parcial actualizado se obtiene a partir de los valores característico actualizado, $f_{ck,a}$, y de verificación, $f_{c,a}$, de dicha variable:

$$\gamma_{fc,a} = \frac{f_{ck,a}}{f_{c,a}} = \frac{f_{ck,a} \sqrt{1 + \sigma_{fc,a}^2 / \mu_{fc,a}^2}}{\mu_{fc,a}} \cdot e^{\alpha_R \cdot \beta_t \cdot \sqrt{\ln(1 + \sigma_{fc,a}^2 / \mu_{fc,a}^2)}} \quad (5.31)$$

De manera similar al caso de los coeficientes parciales para las variables de las acciones, el coeficiente parcial, $\gamma_{m,c,a}$, para la resistencia a compresión del hormigón, puede expresarse, a efectos de su aplicación práctica, en función de los coeficientes de variación y de sesgo actualizados:

$$\gamma_{fc,a} = \frac{\sqrt{1 + V_{fc,a}^2}}{S_{fc,a}} \cdot e^{\alpha_R \cdot \beta_t \cdot \sqrt{\ln(1 + V_{fc,a}^2)}} \quad (5.32)$$

$S_{fc,a}$: coeficiente de sesgo actualizado de la resistencia a compresión del hormigón

$V_{fc,a}$: coeficiente de variación actualizado de la resistencia a compresión del hormigón

Siempre que la dispersión sea suficientemente pequeña (coeficiente de variación inferior al 20% – 25%) el valor de verificación de la resistencia a compresión del hormigón puede determinarse de forma aproximada mediante la siguiente expresión, en concordancia con la formulación para el valor de cálculo de una variable con distribución Lognormal, contenida en las normas internacionales [ISO 2394, 1998; EN 1990, 2002]:

$$f_{c,a} \cong \mu_{fc,a} \cdot e^{-\alpha_R \cdot \beta_t \cdot V_{fc,a}} \quad (5.33)$$

En consecuencia, el coeficiente parcial actualizado para la resistencia a compresión del hormigón, $\gamma_{fc,a}$, puede calcularse como:

$$\gamma_{fc,a} = \frac{f_{ck,a}}{f_{c,a}} \cong \frac{f_{ck,a}}{\mu_{fc,a}} \cdot e^{\alpha_R \cdot \beta_t \cdot V_{fc,a}} = \frac{1}{S_{fc,a}} \cdot e^{\alpha_R \cdot \beta_t \cdot V_{fc,a}} \quad (5.34)$$

Mediante las Figuras 5.6 o 5.7 puede determinarse el valor del coeficiente parcial $\gamma_{fc,a}$ dividiendo el coeficiente $\gamma_{m,a,1}$, obtenido a partir de ellas, por el valor del coeficiente de sesgo actualizado, $S_{fc,a}$:

$$\gamma_{fc,a} = \frac{\gamma_{m,a,1}}{S_{fc,a}} \quad (5.35)$$

Resistencia de la armadura pasiva

De acuerdo con el formato adoptado en el marco de este trabajo, el coeficiente parcial para la resistencia de la armadura pasiva, γ_s , tiene en cuenta las incertidumbres relativas al límite elástico del material, f_y , y las relativas al área de la sección, A_s . Ambas variables entran en las Funciones de Estado Límite como producto, representando la resistencia a tracción de la armadura pasiva, F_{ys} :

$$F_{ys} = f_y \cdot A_s \quad (5.36)$$

Considerando los modelos probabilistas *a priori* para las acciones y sus efectos, y para la resistencia de elementos de hormigón armado de las estructuras de edificación, deducidos en [Tanner et al., 2007; Tanner, 2016] y resumidos en la Tabla 3.1, se asume que el límite elástico del acero se ajusta a una función de distribución Lognormal mientras que el área de la sección de la armadura se asume que se ajusta a una distribución Normal.

Según el teorema del límite central, la función de distribución del producto de n variables aleatorias independientes se aproxima, para un valor creciente de n , a la de una distribución Lognormal, independientemente del tipo de función de distribución de las variables [Schneider, 1997]. En el presente caso, F_{ys} es el producto de solo dos variables. Aun así, debido a que, para el límite elástico de la armadura, f_y , se adopta un modelo probabilista con una función de distribución Lognormal, se asume que F_{ys} es una función de distribución del mismo tipo. Por tanto, los parámetros actualizados de F_{ys} se obtienen a partir de las siguientes ecuaciones:

$$\mu_{F_{ys,a}} = \mu_{f_y,a} \cdot \mu_{A_s,a} \quad (5.37)$$

$$V_{F_{ys,a}} \cong \sqrt{V_{f_y,a}^2 + V_{A_s,a}^2} = \sqrt{\left(\frac{\sigma_{f_y,a}}{\mu_{f_y,a}}\right)^2 + \left(\frac{\sigma_{A_s,a}}{\mu_{A_s,a}}\right)^2} \quad (5.38)$$

- $V_{F_{ys,a}}$: coeficiente de variación actualizado de la fuerza de tracción
- $V_{f_y,a}$: coeficiente de variación actualizado del límite elástico de la armadura
- $V_{A_s,a}$: coeficiente de variación actualizado para el área de la sección del acero de armar
- $\mu_{F_{ys,a}}$: valor medio actualizado de la fuerza de tracción

- $\mu_{fy,a}$: valor medio actualizado del límite elástico de la armadura
 $\mu_{As,a}$: valor medio actualizado del área de la sección transversal de la armadura
 $\sigma_{Fys,a}$: desviación típica actualizada del límite elástico de la armadura
 $\sigma_{As,a}$: desviación típica actualizada del área de la sección transversal de la armadura

Los parámetros calculados mediante las expresiones (5.36) y (5.37) se emplean para determinar el valor de verificación de la resistencia a tracción de la armadura de acuerdo con el método FORM normalizado.

Puesto que, habitualmente la dispersión del límite elástico de la armadura es pequeña y su coeficiente de variación no supera los valores límite del 20% y 25% fijados por las normas internacionales [ISO 2394, 1998] y [EN 1990, 2002], respectivamente, cabe esperar que la dispersión de la resistencia también sea pequeña y, en consecuencia, su valor de verificación actualizado, $F_{ys,a}$, puede determinarse mediante la formulación simplificada para el valor de cálculo de una variable con distribución Lognormal, contenida en dichas normas:

$$F_{ys,a} = \mu_{Fys,a} \cdot e^{-\alpha_R \cdot \beta \cdot V_{Fys,a}} \quad (5.39)$$

Teniendo en cuenta la ecuación (5.38) y la definición de la resistencia a tracción de la armadura, expresada mediante la ecuación (5.35), el coeficiente parcial actualizado para la resistencia de la armadura, $\gamma_{Fys,a}$, puede calcularse, en función de los parámetros actualizados de los modelos probabilistas de las variables, $f_{ys,a}$ y $A_{s,a}$, como:

$$\begin{aligned}
 \gamma_{Fys,a} &= \frac{F_{ysk,a}}{F_{ys,a}} \cong \frac{F_{ysk,a}}{\mu_{Fys,a}} \cdot e^{\alpha_R \cdot \beta_t \cdot V_{Fys,a}} \\
 &\cong \frac{f_{yk,a}}{\mu_{fy,a}} \cdot \frac{A_{sk,a}}{\mu_{As,a}} \cdot e^{\alpha_R \cdot \beta_t \cdot \sqrt{\left(\frac{\sigma_{fy,a}}{\mu_{fy,a}}\right)^2 + \left(\frac{\sigma_{As,a}}{\mu_{As,a}}\right)^2}}
 \end{aligned} \quad (5.40)$$

- $F_{ysk,a}$: valor característico actualizado de la resistencia a tracción de la armadura
 $f_{yk,a}$: valor característico actualizado del límite elástico de la armadura
 $A_{sk,a}$: valor característico actualizado del área de la sección del acero de armar

En caso de que sea necesaria la combinación de la información existente sobre la estructura con los resultados de los ensayos y mediciones para obtener los valores característicos actualizados del límite elástico de la armadura y del área de la sección transversal, $f_{yk,a}$ y $A_{sk,a}$, respectivamente, así como los parámetros de sus modelos probabilistas actualizados ($\mu_{Fys,a}$, $\mu_{As,a}$, $\sigma_{Fys,a}$, $\sigma_{As,a}$) se emplea la metodología descrita en el Capítulo 4.

La ecuación (5.39) se puede expresar en función de los parámetros adimensionales actualizados (coeficiente de sesgo y de variación) de las variables f_y y A_s :

$$\gamma_{F_{ys,a}} = \frac{1}{S_{fy,a} \cdot S_{As,a}} \cdot e^{\alpha_R \cdot \beta_t \cdot \sqrt{V_{Fys,a}^2 + V_{As,a}^2}} \quad (5.41)$$

$S_{fy,a}$: coeficiente de sesgo actualizado para el límite elástico de la armadura

$S_{As,a}$: coeficiente de sesgo actualizado del área de la sección del acero de armar

La ecuación (5.39) también puede expresarse en términos los parámetros adimensionales actualizados, $S_{Fys,act}$ y $V_{Fys,act}$, de la resistencia a tracción de la armadura, F_{ys} :

$$\gamma_{F_{ys,a}} = \frac{1}{S_{Fys,a}} \cdot e^{\alpha_R \cdot \beta_t \cdot V_{Fys,a}} \quad (5.42)$$

Siendo, el coeficiente de sesgo actualizado de la resistencia a tracción de la armadura, $S_{Fys,a}$:

$$S_{Fys,a} = S_{fy,a} \cdot S_{As,a} \quad (5.43)$$

Empleando las Figuras 5.6 o 5.7 puede obtenerse el valor del coeficiente parcial $\gamma_{Fys,a}$ dividiendo el valor de $\gamma_{m,a,1}$, obtenido a partir de alguna de ellas, por el valor de $S_{Fys,act}$:

$$\gamma_{Fys,a} = \frac{\gamma_{m,a,1}}{S_{Fys,a}} \quad (5.44)$$

Representación del coeficiente parcial

De acuerdo con los desarrollos anteriores, puede escribirse una ecuación en forma general, válida para determinar el coeficiente parcial $\gamma_{m,a}$ para las incertidumbres asociadas a una variable de resistencia que se ajuste a una distribución Lognormal como:

$$\gamma_{m,a} = \frac{\sqrt{1 + V_{m,a}^2}}{S_{m,a}} \cdot e^{\alpha_R \cdot \beta_t \cdot \sqrt{\ln(1 + V_{m,a}^2)}} \quad (5.45)$$

$V_{m,a}$: coeficiente de variación actualizado para la propiedad mecánica del material considerado (hormigón o acero de armar)

$S_{m,a}$: coeficiente de sesgo actualizado para la propiedad mecánica del material considerado

A partir de la ecuación (5.44), en la Figura 5.4 se representa el coeficiente parcial $\gamma_{m,a,1}$ en función del coeficiente de variación actualizado, $V_{m,a}$, para diferentes valores del índice de fiabilidad objetivo, $\beta_t = 1.8, 2.3, 2.8, 3.3, 3.8$ y 4.3 , y para los casos en que la resistencia a compresión del hormigón sea la variable dominante de resistencia ($\alpha_R = 0.8$) y cuando no lo sea ($\alpha_R = 0.32$). Así mismo, en la Figura 5.5 se representa el coeficiente $\gamma_{m,a,1}$ en función

de β_t , para valores seleccionados de $V_{m,a} = 0.05, 0.1, 0.15, 0.2, 0.25$ y 0.3 , y para los mismos casos anteriores ($\alpha_R = 0.8$ y 0.32).

Para la obtención de las representaciones de las Figuras 5.6 y 5.7 se ha adoptado para el coeficiente de sesgo actualizado, $S_{m,a}$, un valor de 1. En consecuencia, cuando para la verificación de la seguridad de un elemento estructural de hormigón se pretenda determinar el valor del coeficiente parcial, $\gamma_{m,a}$, se deberá dividir el coeficiente $\gamma_{m,a,1}$, obtenido de la mediante las Figuras 5.6 o 5.7, según el caso, por el valor del coeficiente de sesgo actualizado, $S_{m,a}$:

$$\gamma_{m,c,a} = \frac{\gamma_{m,a,1}}{S_{m,a}} \quad (5.46)$$

Figura 5.6 — Representación del coeficiente parcial para la resistencia del material, $\gamma_{m,a,1}$, en función del coeficiente de variación actualizado, $V_{m,a}$, para valores seleccionados del índice de fiabilidad objetivo $\beta_t = 1.8, 2.3, 2.8, 3.3, 3.8$ y 4.3 .

Figura 5.7 – Representación del coeficiente parcial para la resistencia del material, $\gamma_{m,a,1}$, en función del índice de fiabilidad objetivo β_t , para valores seleccionados del coeficiente de variación actualizado, $V_{m,a} = 0.05, 0.1, 0.15, 0.2, 0.25$ y 0.3 .

5.2.3.2 Coeficiente parcial para las incertidumbres de los modelos de resistencia

Determinación del coeficiente parcial

De acuerdo con el formato adoptado en el marco de esta tesis, el coeficiente parcial para el modelo de resistencia, γ_{Ra} , tiene en cuenta no solamente las incertidumbres asociadas con el modelo de resistencia empleado, sino también las desviaciones en las dimensiones geométricas. Para determinar el coeficiente parcial γ_{Ra} se define una variable auxiliar, M , que representa el producto de estas dos variables:

$$M = \xi_R \cdot a \quad (5.47)$$

ξ_R : coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia empleado

a : dimensión geométrica

Considerando los modelos probabilistas *a priori* para las acciones y sus efectos, y para la resistencia de elementos de hormigón armado de las estructuras de edificación detallados en la Tabla 3.1 se asume que las incertidumbres asociadas a los modelos de resistencia frente a los mecanismos de fallo considerados se ajustan a una función de distribución Lognormal

mientras que las variables que caracterizan las propiedades geométricas se ajustan a una distribución Normal.

Siguiendo el mismo razonamiento empleado en casos anteriores, basado en el teorema del límite central, los parámetros actualizados de la variable auxiliar M se obtienen a partir de las siguientes ecuaciones:

$$\mu_{M,a} = \mu_{\xi R} \cdot \mu_{a,a} \quad (5.48)$$

$$V_{M,a} \cong \sqrt{V_{\xi R}^2 + V_{a,a}^2} = \sqrt{\left(\frac{\sigma_{\xi R}}{\mu_{\xi R}}\right)^2 + \left(\frac{\sigma_{a,a}}{\mu_{a,a}}\right)^2} \quad (5.49)$$

$$S_{M,a} = S_{\xi R} \cdot S_{a,a} \quad (5.50)$$

- $V_{M,a}$: coeficiente de variación actualizado de la variable auxiliar
- $V_{\xi R}$: coeficiente de variación de la variable del modelo de resistencia
- $V_{a,a}$: coeficiente de variación actualizado de la dimensión geométrica
- $\mu_{M,a}$: valor medio actualizado de la variable auxiliar
- $\mu_{\xi R}$: valor medio de la variable del modelo de resistencia
- $\mu_{a,a}$: valor medio actualizado de la propiedad geométrica
- $\sigma_{\xi R}$: desviación típica de la variable del modelo de resistencia
- $\sigma_{a,a}$: desviación típica actualizada de la propiedad geométrica
- $S_{M,a}$: coeficiente de sesgo actualizado de la variable auxiliar
- $S_{\xi R}$: coeficiente de sesgo variable del modelo de resistencia
- $S_{a,a}$: coeficiente de sesgo actualizado de la dimensión geométrica

A partir de los parámetros calculados mediante las expresiones 6.35 y 6.36 se determina el valor de verificación de la variable auxiliar de acuerdo con el método FORM normalizado. Asumiendo que las dispersiones de la variable del modelo de resistencia empleado y de las dimensiones geométricas sean pequeñas, puede emplearse la formulación aproximada para el valor de verificación de una variable con distribución Lognormal [ISO 2394, 1998; EN 1990, 2002]:

$$M_a = \mu_{M,a} \cdot e^{-\alpha_R \cdot \beta_t \cdot V_{M,a}} \quad (5.51)$$

- α_R : factor de sensibilidad normalizado para las variables de resistencia

Teniendo en cuenta la definición de la variable auxiliar, expresada mediante la ecuación (5.47), así como la ecuación (5.51), el coeficiente parcial para las incertidumbres del modelo de resistencia empleado, γ_{Ra} , puede calcularse, en función de los parámetros de los modelos probabilistas actualizados o no, según sea el caso, de las variables, ξ_R y a , como:

$$\begin{aligned}
\gamma_{Ra} &= \frac{M_{k,a}}{M_a} \cong \frac{M_{k,a}}{\mu_{M,a}} \cdot e^{\alpha_R \cdot \beta_t \cdot V_{M,a}} \\
&\cong \frac{\xi_{R,k}}{\mu_{\xi_R}} \cdot \frac{a_{k,a}}{\mu_{a,a}} \cdot e^{\alpha_R \cdot \beta_t \cdot \sqrt{\left(\frac{\sigma_{\xi_R}}{\mu_{\xi_R}}\right)^2 + \left(\frac{\sigma_{a,a}}{\mu_{a,a}}\right)^2}}
\end{aligned} \tag{5.52}$$

$M_{k,a}$: valor característico actualizado de la variable auxiliar

$\xi_{R,k}$: valor característico (nominal) de la variable del modelo de resistencia

$a_{k,a}$: valor característico (nominal) actualizado de la propiedad geométrica

Como se ha afirmado antes (Capítulo 4), la actualización de los coeficientes parciales para las incertidumbres de los modelos de resistencia no es una tarea fácil y, por tanto, en la práctica diaria se emplean normalmente valores *a priori* para los parámetros de los modelos probabilistas para las incertidumbres asociadas a los modelos de resistencia empleados y se actualizan solamente los valores característicos (nominales) y los parámetros de los modelos probabilistas correspondientes a las dimensiones geométricas. Por lo anterior, para el valor característico de la variable del modelo de resistencia frente a momentos flectores, esfuerzos axiales de compresión, esfuerzos de tracción en el alma y de compresión en el alma, $\xi_{R,M}$, $\xi_{R,N}$, $\xi_{R,Vc}$, $\xi_{R,Vs}$, respectivamente, y los parámetros de sus modelos probabilistas ($\mu_{\xi_{R,M}}$, $\sigma_{\xi_{R,M}}$, $\mu_{\xi_{R,N}}$, $\sigma_{\xi_{R,N}}$, $\mu_{\xi_{R,Vc}}$, $\sigma_{\xi_{R,Vc}}$, $\mu_{\xi_{R,Vs}}$, $\sigma_{\xi_{R,Vs}}$) pueden emplearse valores *a priori*, como los indicados en la Tabla 3.1, mientras que para el valor característico de las dimensiones geométricas, cuyas incertidumbres tenga en cuenta el coeficiente parcial, en función del mecanismo de fallo considerado, así como para los parámetros de sus modelos probabilistas, pueden emplearse valores actualizados ($a_{k,a}$, $\mu_{a,a}$, $\sigma_{a,a}$), obtenidos a partir de la información relevante acerca de la estructura recopilada durante la campaña de adquisición de datos. En caso de no contar con información actualizada acerca del valor característico y los parámetros de los modelos probabilistas para las dimensiones geométricas, también pueden emplearse valores *a priori* como los de la Tabla 3.1.

Finalmente, la ecuación (5.52) se puede expresar en función de los parámetros adimensionales (coeficiente de sesgo y de variación), actualizados o no, según el caso, de las variables ξ_R y a :

$$\gamma_{Ra} = \frac{1}{S_{\xi_R} \cdot S_{a,a}} \cdot e^{\alpha_R \cdot \beta_t \cdot \sqrt{V_{\xi_R}^2 + V_{a,a}^2}} \tag{5.53}$$

Sustituyendo las ecuaciones (6.36) y (6.37) en la ecuación (6.40), el coeficiente parcial γ_{Ra} puede expresarse a través los parámetros adimensionales de la variable auxiliar M_R :

$$\gamma_{Ra} = \frac{1}{S_M} \cdot e^{\alpha_R \cdot \beta_t \cdot V_{M,a}} \quad (5.54)$$

A continuación, se describen las incertidumbres que tiene en cuenta cada uno de los coeficientes parciales para los modelos de resistencia frente a momentos flectores, esfuerzos axiales de compresión, esfuerzos de tracción en el alma y de compresión en el alma, $\gamma_{Ra,M}$, $\gamma_{Ra,N}$, $\gamma_{Ra,Vc}$, $\gamma_{Ra,Vs}$, respectivamente. Así mismo, se definen las variables auxiliares que se emplean para determinar cada coeficiente parcial, en función de los parámetros de los modelos probabilistas de las variables cuyas incertidumbres tiene en cuenta cada uno de los coeficientes parciales.

Identificación de los parámetros del modelo de resistencia frente a momentos flectores

De acuerdo con el formato adoptado en el marco de esta tesis, el coeficiente parcial para el modelo de resistencia frente a momentos flectores, $\gamma_{Ra,M}$, tiene en cuenta no solamente las incertidumbres asociadas con la variable del modelo de resistencia empleado, sino también las desviaciones en las dimensiones geométricas, representadas entre en este caso por el canto útil, d . La variable auxiliar M_M , empleada para determinar el coeficiente parcial $\gamma_{Ra,M}$, representa el producto de estas dos variables:

$$M_M = \xi_{R,M} \cdot d \quad (5.55)$$

$\xi_{R,M}$: coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia frente a momentos flectores

Considerando los modelos probabilistas *a priori* para las acciones y sus efectos, y para la resistencia de elementos de hormigón armado de las estructuras de edificación, indicados en la Tabla 3.1, se asume que la variable del modelo de resistencia frente a momentos flectores se ajusta a una función de distribución Lognormal mientras que el canto útil se ajusta a una distribución Normal.

El coeficiente parcial $\gamma_{Ra,M}$ se determina mediante la ecuación (5.53) sustituyendo en ella los valores de los parámetros, actualizados o no, según en el caso, de los modelos probabilistas correspondientes a las variables $\xi_{R,M}$ y d ; o reemplazando los parámetros de la variable auxiliar M_M en la ecuación (5.54). De manera similar se determinan los coeficientes parciales para los modelos de resistencia frente esfuerzos axiales de compresión, esfuerzos de tracción en el alma y de compresión en el alma, $\gamma_{Ra,N}$, $\gamma_{Ra,Vc}$, $\gamma_{Ra,Vs}$, respectivamente.

Incertidumbres del modelo de resistencia frente a esfuerzos axiales de compresión

Mediante el coeficiente parcial para el modelo de resistencia a esfuerzos axiales de compresión, $\gamma_{Ra,N}$, se consideran las incertidumbres asociadas con el modelo de resistencia empleado y las desviaciones en las dimensiones de la sección transversal de hormigón (canto, h_c , y ancho, b_c). De manera análoga al caso anterior, para determinar el coeficiente parcial $\gamma_{Ra,Vs}$ se define la variable auxiliar M_N , como:

$$M_N = \xi_{R,N} \cdot b_c \cdot h_c \quad (5.56)$$

$\xi_{R,N}$: coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia frente a esfuerzos axiales de compresión

Incertidumbre del modelo de resistencia a esfuerzos de tracción en el alma

El coeficiente parcial para el modelo de resistencia de la armadura pasiva a esfuerzos de tracción en el alma, $\gamma_{Ra,Vs}$, tiene en cuenta las incertidumbres asociadas con el modelo de resistencia empleado y las desviaciones en las dimensiones del canto útil, d . La variable auxiliar M_{Vs} , representa el producto de estas dos variables:

$$M_{Vs} = \xi_{R,Vs} \cdot d \quad (5.57)$$

$\xi_{R,Vs}$: coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia frente a esfuerzos de tracción en el alma

Incertidumbre del modelo de resistencia frente a esfuerzos de compresión oblicua en el alma

El coeficiente parcial para las incertidumbres del modelo de resistencia frente a esfuerzos de compresión oblicua en el alma, $\gamma_{Ra,Vc}$, considera las incertidumbres asociadas con el modelo de resistencia empleado y las desviaciones en las dimensiones del canto útil, d , y el espesor del alma, b_A . Como en los casos anteriores, se define la variable auxiliar M_{Vc} y se establecen las ecuaciones que permiten obtener los parámetros actualizados de M_{Vc} :

$$M_{Vc} = \xi_{R,Vc} \cdot b_A \cdot d \quad (5.58)$$

$\xi_{R,Vc}$: coeficiente para las incertidumbres del modelo de resistencia frente a esfuerzos de compresión oblicua en el alma

Representación de los coeficientes parciales

Mediante la ecuación (5.54) en la Figura 6.8 se representa el coeficiente parcial γ_{Ra} , en función del índice de fiabilidad objetivo, β_t , para los valores del coeficiente de variación actualizado $V_{M,a} = 0.064$ y 0.25 , y para los casos en que las incertidumbres de los modelos

de resistencia sean la variable dominante ($\alpha_R = 0.8$) y cuando no lo sean ($\alpha_R = 0.32$). Las curvas de la Figura 6.8 se han obtenido adoptando, en todos los casos, para el coeficiente de sesgo actualizado, $S_{M,a}$, un valor de 1.0. Asumiendo los modelos probabilistas de la Tabla 3.1, los coeficientes de sesgo actualizados $S_{M,M,a}$, $S_{M,N,a}$ y $S_{N,Vs,a}$ serían iguales a 1, mientras que $S_{N,Vc,a} = 1.4$. Por tanto, para determinar el coeficiente parcial para el modelo de resistencia frente a esfuerzos de compresión oblicua en el alma, $\gamma_{Ra,Vc}$, es necesario dividir por 1.4 el valor obtenido en la curva correspondiente. Para los coeficientes parciales para las incertidumbres de los modelos de resistencia frente a momentos flectores, esfuerzos axiles de compresión y esfuerzos de tracción en el alma, $\gamma_{Ra,M}$, $\gamma_{Ra,N}$ y $\gamma_{Ra,Vs}$, respectivamente, se adopta el valor obtenido directamente de las representaciones de la Figura 5.6.

Las curvas de la Figura 6.6 correspondientes a $V_{M,a} = 0.064$ representan la variación de los coeficientes parciales $\gamma_{Ra,M}$, $\gamma_{Ra,N}$ y $\gamma_{Ra,Vs}$, mientras que las correspondientes a $V_{M,a} = 0.25$ representan la variación del coeficiente parcial $\gamma_{Ra,Vc}$. Los valores de $V_{M,act} = 0.064$ y 0.25 se han obtenido asumiendo para los coeficientes de variación de las variables cuyas incertidumbres se tienen en cuenta mediante los coeficientes parciales $\gamma_{Ra,M}$, $\gamma_{Ra,N}$, $\gamma_{Ra,Vs}$ para el primero y $\gamma_{Ra,Vc}$ para el segundo, los valores para los modelos probabilistas indicados en la Tabla 3.1. Puesto que, según estos modelos, los valores de los coeficientes de variación correspondientes a las desviaciones en las dimensiones geométricas consideradas en los coeficientes parciales $\gamma_{Ra,M}$, $\gamma_{Ra,N}$ y $\gamma_{Ra,Vs}$, son de magnitud similar, se ha decidido unificar el valor del coeficiente de variación de la variable auxiliar empleada para el cálculo de dichos coeficientes parciales en $V_{M,act} = 0.064$. En el caso del coeficiente de variación de la variable auxiliar para el cálculo del coeficiente $\gamma_{Ra,Vc}$, teniendo en cuenta los coeficientes de variación, 0.03 y 0.04, de las dimensiones geométricas, espesor del alma y canto útil, respectivamente, contempladas mediante $\gamma_{Ra,Vc}$, así como el coeficiente de variación para las incertidumbres del modelo de resistencia (0.25), se obtiene para $V_{M,Vc,a} \approx 0.26$.

A modo de resumen, el coeficiente de variación actualizado de la variable auxiliar $V_{M,a}$ se obtiene a partir de la expresión (5.46), en función del mecanismo de fallo considerado, y el coeficiente parcial correspondiente mediante la ecuación (5.54). En caso de que los valores de los coeficientes de variación actualizados de las dimensiones geométricas que intervienen en la verificación de la seguridad estructural no difieran considerablemente de los valores *a priori* de la Tabla 3.1, el coeficiente parcial puede determinarse mediante las representaciones de la Figura 5.8.

Figura 5.8 – Representación del coeficiente parcial para las incertidumbres de los modelos de resistencia, $\gamma_{R,a,1}$, en función del índice de fiabilidad objetivo β_t , para valores seleccionados del coeficiente de variación actualizado, $V_{M,a} = 0.065$ y 0.26 .

5.3 Procedimiento de evaluación con modelos actualizados

El procedimiento para la aplicación de los coeficientes parciales particularizados se presenta en este apartado. El procedimiento de actualización, que es análogo para todas variables que intervienen en los cálculos y cuyos parámetros estadísticos, valor característico y coeficientes parciales sea necesario analizar, se divide en seis pasos, descritos a continuación [P. Tanner et al., 2011].

1. Evaluación estadística de los resultados acerca de la variable obtenidos durante la campaña la adquisición de datos. En el Apartado 3.7 se recogen los aspectos generales relativos a la planificación, la obtención, los métodos y técnicas para su adquisición y, finalmente, el tratamiento de la información obtenida.
2. Combinación de los resultados de los ensayos y mediciones con la información previa sobre la estructura. En el Capítulo 4 se describe un procedimiento para llevar a cabo esta combinación basado en la teoría bayesiana.
3. Determinación de los parámetros de la distribuciones de probabilidad *a posteriori* o actualizada de las variables (p. ej., el valor medio, μ_{X_a} , la desviación típica, σ_{X_a}) y el valor característico, $x_{k,a}$, actualizado, mediante la metodología descrita en el Capítulo 4, en función del tipo de distribución *a priori* de dichas variables (Figura 4.3).

4. Determinación de los coeficientes de variación y de sesgo de la función de variables cuyas incertidumbres se tienen en cuenta a través del coeficiente parcial, objeto de la actualización. Si X es una función de un conjunto de variables $X_1, X_2, \dots, X_n$ relativas a las acciones, las características de los materiales, etc., cuyas incertidumbres se tienen en cuenta a través del coeficiente parcial γ_X , y X está definida por el producto:

$$X = X_1 \cdot X_2 \cdot \dots \cdot X_n \quad (5.59)$$

El coeficiente de variación de la función X se determina mediante:

$$V_X \cong \sqrt{V_{X1}^2 + V_{X2}^2 + \dots + V_{Xn}^2} \quad (5.60)$$

$V_{X1}, V_{X2}, \dots, V_{Xn}$: coeficientes de variación *a priori* para las variables $X_1, X_2, \dots, X_n$, respectivamente

Y su valor actualizado según la expresión:

$$V_{X,a} \cong \sqrt{V_{X1,a}^2 + V_{X2,a}^2 + \dots + V_{Xn,a}^2} \quad (5.61)$$

$V_{X1,a}, V_{X2,a}, \dots, V_{Xn,a}$: coeficientes de variación actualizados para las variables $X_1, X_2, \dots, X_n$, respectivamente

5. Determinación del coeficiente parcial actualizado en función de los valores actualizados de los coeficientes de variación, considerando las variables actualizadas como dominante y no dominante, respectivamente. Con el valor del coeficiente de variación actualizado, $V_{X,a}$, de la función de variables X , determinado según la expresión 5.95, se podrán obtener, a partir las expresiones analíticas deducidas en los apartados en 5.2.2 y 5.2.3 o, alternativamente, de los diagramas correspondientes, dos valores para cada coeficiente parcial actualizado: $\gamma_{X,a,\delta}$, que se empleará en caso de que una de las variables cuyas incertidumbres tenga en cuenta este coeficiente parcial resulte la variable dominante para las acciones o para la resistencia y, $\gamma_{X,a,\nu}$, en caso contrario. En el caso del ejemplo de la actualización del coeficiente parcial para la resistencia de la armadura que se ilustra en el Apartado 5.4, se determina el coeficiente parcial actualizado en función, del coeficiente de variación $V_{Fys,a}$, y del índice de fiabilidad requerido, β_i , y teniendo en cuenta el coeficiente de sesgo actualizado, $S_{Fys,a}$. En caso de que el límite elástico o el área de la sección del acero de armar resulte la variable de resistencia dominante, se deberá emplear el correspondiente coeficiente parcial, $\gamma_{s,a,\delta}$, en caso contrario, se empleará el coeficiente parcial $\gamma_{s,a,\nu}$ (Figuras 5.9 o 5.10).
6. Verificación de la seguridad estructural con modelos actualizados. A efectos de la verificación de la condición (3.2) puede expresarse la función de estado límite en

términos de los valores de cálculo de las variables relativas a las acciones o a la resistencia que intervengan. Algunos de los valores de estas variables pueden haber sido actualizados mediante la adquisición de nueva información mientras que otros no. La función de estado límite que expresa la condición de seguridad (2.22) se puede escribir de la siguiente manera en términos de los valores de verificación:

$$g(x_{a1}, x_{a2}, \dots, x_{ai,act}, \dots, x_{an}) \geq 0 \quad (5.62)$$

$x_{a1}, x_{a2}, \dots, x_{an}$: valores de verificación de las variables $X_1, X_2, \dots, X_n$ no actualizadas (modelos *a priori*)

$x_{ai} = \frac{X_{ki,a}}{\gamma_{xi,a,\delta}}$: valor de verificación actualizado de la variable dominante de resistencia

$x_{ai,a} = \frac{X_{ki,a}}{\gamma_{xi,a,\nu}}$: valores de verificación actualizados de la(s) variable(s) no dominante(s) de resistencia

$x_{ai} = \gamma_{xi,a,\delta} \cdot X_{ki,a}$: valor de verificación actualizado de la variable dominante relativa a acciones o influencias

$x_{ai} = \gamma_{xi,a,\nu} \cdot X_{ki,a}$: valores de verificación actualizados de la(s) variable(s) no dominante(s) relativa(s) a acciones o influencias

Debido a que de antemano se desconoce cuál de las variables de resistencia y de las acciones resulte dominante, es necesario considerar sucesivamente cada una de ellas como dominante (una variable de resistencia y una de las acciones a la vez) y las otras como no dominantes, hasta encontrar la combinación más desfavorable. Sin embargo, para muchos casos prácticos las variables dominantes pueden conocerse, bien por experiencia bien a partir de estudios previos [P. Tanner et al., 2011]. Para las variables que no hayan sido actualizadas se empleará la información previa disponible, tanto para sus valores característicos como para los coeficientes parciales correspondientes.

5.4 Aplicación de las representaciones gráficas de los coeficientes parciales

El límite elástico del acero de armar es a menudo la variable de resistencia dominante en los elementos de hormigón armado. Por este motivo, se toma como ejemplo el caso de la resistencia de la armadura pasiva para ilustrar como se obtiene, en el marco del procedimiento descrito en el apartado anterior, el valor actualizado del coeficiente parcial

correspondiente sobre la base de la información específica adquirida en obra y empleando las herramientas presentadas en los Capítulos 4 y 5. De acuerdo con el formato adoptado, para la evaluación de estructuras existentes de hormigón armado, el coeficiente parcial para la resistencia del acero de armar tiene en cuenta las incertidumbres asociadas al límite elástico de la armadura pasiva, f_{ys} , y al área de su sección transversal, A_s (apartado 5.2.3.1). Ambas variables entran en las Funciones de Estado Límite como producto, representando la resistencia a tracción de la armadura pasiva, F_{ys} (ecuación 5.36). A efectos ilustrativos, se asume, además, que la armadura no esté afectada por procesos de corrosión.

Pasos 1, 2, y 3.

A efectos de la aplicación del procedimiento para la obtención del valor de verificación y el coeficiente parcial actualizado para la resistencia de la armadura pasiva se toman los datos del ejemplo explicado en el apartado 4.6 para la actualización del límite elástico de la armadura pasiva, f_{ys} . En desarrollo de dicho ejemplo se han llevado a cabo los pasos 1, 2 y 3 del procedimiento, correspondientes a la evaluación estadística de los resultados acerca de la variable, la combinación de los resultados de los ensayos y mediciones con la información previa y la determinación de los parámetros de la distribución de probabilidad *a posteriori* o actualizada de la variable y su valor característico actualizado, respectivamente.

Paso 4. Determinación de los coeficientes de variación y de sesgo de la función de variables cuyas incertidumbres se tienen en cuenta a través del coeficiente parcial.

Siguiendo el procedimiento, en el paso 4, se calcula el valor de $V_{F_{ys,a}}$ de acuerdo con la expresión (5.38), puesto que, según el formato de coeficientes parciales adoptado, $\gamma_{F_{ys,a}}$ tiene en cuenta las incertidumbres asociadas con el límite elástico del acero de armar, f_{ys} , y el área de la sección transversal de la armadura pasiva, A_s . Los valores actualizados de los coeficientes de variación para el límite elástico del acero y el área de la sección de la armadura, $V_{f_{ys,a}} = 0.05$ y $V_{A_s,a} = 0.1$, respectivamente, se asumen a partir de los resultados de la campaña de adquisición de datos y actualización de la información relativa a la estructura objeto de evaluación, mencionada en el Apartado 4.6 y descrita más detalladamente en [Tanner et al., 2014; Tanner et al., 2020]. Con estos valores se obtiene $V_{F_{ys,a}} = 0.112$.

Paso 5. Determinación del coeficiente parcial actualizado en función de los valores actualizados de los coeficientes de variación.

A continuación, en las Figuras 5.9 y 5.10, se ilustra la aplicación de las mencionadas representaciones para la obtención del coeficiente parcial actualizado para la resistencia del

acero de armar, $\gamma_{Fys,a}$, en función del coeficiente de variación actualizado para la resistencia a tracción de la armadura, $V_{Fys,a}$, y de β_t , respectivamente.

Variando el índice de fiabilidad requerido, β_t , en la Figura 5.9 se representan diferentes curvas. Como se ha mencionado en apartados anteriores, estas curvas se obtienen adoptando para el coeficiente de sesgo actualizado, $S_{Fys,a}$, en este caso, un valor de 1,0. En la Figura 6.10 se representan los coeficientes parciales en función de β_t para valores seleccionados del coeficiente de variación y adoptando, igualmente, un valor de 1 para el coeficiente de sesgo actualizado, $S_{Fys,a}$. En consonancia con el método de fiabilidad aplicado [EN 1990, 2002], las variables se clasifican como dominantes o no dominantes, y en función de este criterio se les asignan los factores de sensibilidad correspondientes. Por este motivo, mediante las Figuras 5.9 o 5.10 se obtienen, en cada caso, dos valores para el coeficiente parcial: uno para el caso cuando la variable es dominante ($\gamma_{s,a,1,\delta}$ para la resistencia de la armadura cuando es la variable de resistencia dominante) y otra para cuando no lo es ($\gamma_{s,a,1,\nu}$) [P. Tanner et al., 2011]. Con el valor de $V_{Fys,a}$ y asumiendo para el índice de fiabilidad requerido, $\beta_t = 3,8$, se obtienen, tal como se indica en la Figura 6.9, $\gamma_{s,a,1,\delta} = 1,41$ y $\gamma_{s,a,1,\nu} = 1,15$. Los mismos resultados para $\gamma_{s,a,1,\delta}$ y $\gamma_{s,a,1,\nu}$, pueden obtenerse si se determinan empleando la Figura 6.10 y los valores de β_t y $V_{Fys,a}$ indicados anteriormente.

Tal como se ha explicado en el apartado 5.2.3.1, los valores de $\gamma_{s,a,1,\delta}$ y $\gamma_{s,a,1,\nu}$, obtenidos en las Figuras 5.9 o 5.10, se dividen, de acuerdo con la ecuación (5.44), por el coeficiente de sesgo actualizado, $S_{Fys,a}$, para obtener los siguientes valores para los coeficientes parciales: $\gamma_{Fys,a,\delta} = 1,28$ y $\gamma_{Fys,a,\nu} = 1,04$, respectivamente. El valor de $S_{Fys,a}$ se calcula mediante la expresión (5.43), empleando para los coeficientes de sesgo del límite elástico del acero y del área de la sección de la armadura, $S_{fys,a} = 1.1$ (Apartado 4.6) y $S_{As,a} = 1.0$ (Tabla 3.1), respectivamente. En caso de que como resultado de la actualización se obtenga para $\gamma_{s,a,\delta}$ o $\gamma_{s,a,\nu}$ un valor inferior a 1, se debería asumir $\gamma_{s,a,\min} = 1.0$, ya que, aunque teóricamente son posibles valores más pequeños, muchas autoridades no consideran conveniente adoptar coeficientes parciales por debajo de la unidad.

Alternativamente, puede utilizarse la correspondiente expresión analítica (ecuación 6.63) para la actualización del coeficiente parcial para la resistencia de la armadura. Como resultado se obtiene, para el caso de que la resistencia de la armadura sea la variable dominante $\gamma_{s,a} = 1.28$, y $\gamma_{s,a} = 1.04$ para cuando no lo sea. Como puede verse, estos valores coinciden con los que se obtienen a partir de las Figuras 5.9 o 5.10.

Figura 5.9 – Obtención del coeficiente parcial actualizado para la resistencia del acero de armad, $\gamma_{s,a,1}$, en función del coeficiente de variación actualizado de la resistencia a tracción de la armadura, $V_{m,a}$, y para el coeficiente de sesgo $S_{Fys} = 1$.

Figura 5.10 – Obtención del coeficiente parcial actualizado para la resistencia del acero de armad, $\gamma_{s,a,1}$, en función del índice de fiabilidad requerido, β_t , y para el coeficiente de sesgo $S_{Fys} = 1$.

Cabe recordar que, debido a las diferencias entre el formato de coeficientes parciales adoptado para la evaluación (Apartado 3.4.5) y el utilizado para el dimensionado de estructuras, el coeficiente parcial obtenido de acuerdo a la relación (5.41) no es directamente comparable con el valor del coeficiente parcial para el acero de armar adoptado en normas estructurales como [EN 1992-1-1, 2004]. Para que sea comparable, también debe tenerse en cuenta el coeficiente parcial asociado a las incertidumbres del modelo de resistencia correspondiente al mecanismo de fallo considerado. Sin embargo, puede observarse que, aún sin tener en cuenta el coeficiente parcial asociado a las incertidumbres del modelo de resistencia, el valor de $\gamma_{s,a} = 1.28$, para el caso en que la resistencia de la armadura sea dominante, ya es un 11% mayor que el recomendado para el dimensionado de estructuras nuevas, $\gamma_s = 1.15$, de acuerdo con [EN 1992-1-1, 2004]. Este resultado es una consecuencia de la mayor dispersión del área de la sección de la armadura ($V_{As,a} = 0.1$), obtenida en las mediciones realizadas sobre muestras extraídas de la estructura, en comparación con la correspondiente al modelo que se supone está detrás de las reglas de la normativa en vigor que se indica en la Tabla 3.1 ($V_{As,a} = 0.02$).

La deducción de los coeficientes parciales actualizados para la evaluación de estructuras existentes de hormigón, que se ilustra en las Figuras 6.9 y 6.10, se ha llevado a cabo para un índice de fiabilidad requerido, $\beta_t = 3.8$, correspondiente a unos requisitos de seguridad estructural relacionados con un determinado nivel de riesgos aceptables y un periodo de referencia de 50 años. Efectivamente, el fráctil del 5% obtenido para el índice de fiabilidad asociado con los estados límite de rotura para un periodo de referencia de 50 años, que de acuerdo a la terminología empleada en la mayoría de las normas estructurales modernas [EN 1990, 2002; CTE DB SE, 2009], podría denominarse valor característico del índice de fiabilidad, β_k , inferido a partir de la práctica moderna para el dimensionado de las vigas de cubierta y de planta en estructuras de edificación [Tanner and Hingorani, 2010], casualmente o no, equivale al valor mínimo de $\beta = 3.8$ recomendado en los Eurocódigos [EN 1990, 2002], para el mismo periodo de referencia en el caso de las estructuras de nueva construcción pertenecientes a la clase de fiabilidad RC2 (Tabla 2.5).

De acuerdo con el enfoque adoptado, el estudio [P. Tanner et al., 2011], no tiene en cuenta el hecho de que cuando se trata de estructuras existentes el periodo de servicio futuro con frecuencia es más corto que el previsto para una estructura de nueva construcción, por lo que los valores característicos de las acciones variables [ISO 2394, 1998], así como los coeficientes parciales podrían reducirse en consecuencia, ni que los requisitos para las estructuras existentes podrían reducirse aún más, considerando que la exigencia del mismo nivel de prestaciones como para las estructuras nuevas podría no estar justificada desde un punto de vista económico [Vrouwenvelder and Scholten, 2008]. La problemática de la

influencia de la vida útil remanente para las estructuras existentes se aborda en el Capítulo 6 del presente trabajo.

Capítulo 6. Vida útil remanente para las estructuras existentes

6.1 Introducción

El periodo de servicio (vida útil de cálculo) se define como el periodo de tiempo previsto durante el cual una estructura dada o parte de ella serán utilizadas para su propósito estipulado, con el mantenimiento previsto, pero sin reparaciones mayores. En la Tabla 6.1, tomada del Eurocódigo [EN 1990, 2002], se establecen valores indicativos para el período de servicio de estructuras nuevas atendiendo a cinco categorías de estructuras. Una tabla similar puede encontrarse en la norma [ISO 2394, 1998].

Tabla 6.1 — Categorías y períodos de servicio indicativo según [EN 1990, 2002]

Categoría	Período de servicio indicativo, en años	Ejemplos
1	10	Estructuras temporales
2	10 a 50	Partes de estructuras reemplazables, por ejemplo: vigas de rodadura
3	15 a 30	Estructuras agrícolas y similares
4	50	Estructuras de edificios y otras obras comunes
5	100	Estructuras de edificios monumentales, puentes y otras estructuras de ingeniería civil

En algunas normativas nacionales puede encontrarse una especificación más detallada de categorías estructurales. En general el cálculo real de la vida útil puede ser mayor que los valores indicados en la Tabla 6.1.

La vida útil remanente, por su parte, se define como el periodo para el cual se prevé/espera que una estructura existente pueda ser utilizada con el mantenimiento previsto [ISO 13822, 2010]. De acuerdo con [CEN/TS 17440, 2020], la evaluación de estructuras existentes puede basarse en periodos de referencia diferentes que el dimensionado de

estructuras nuevas. Estos periodos pueden ser más cortos que la vida útil remanente prevista. A su vez, cuando se trata de estructuras existentes la vida útil remanente puede ser más corta que el periodo de servicio previsto para una estructura nueva [ISO 13822, 2010], en cuyo caso podrían adoptarse valores característicos menores para la mayoría de las acciones variables, consistentes con el nuevo periodo de referencia. Los coeficientes parciales también pueden reducirse en consecuencia. Por tanto, sería aconsejable que los modelos deducidos para la evaluación de estructuras existentes tuviesen como base un periodo de referencia menor, por ejemplo, un año, y la evaluación de la fiabilidad pudiera llevarse a cabo considerando el comportamiento de la estructura al final del periodo de servicio futuro. No obstante, las consecuencias de tales medidas deberían ser cuidadosamente analizadas en términos de su impacto en los efectos dependientes del tiempo, como el deterioro estructural, considerados de manera implícita en los modelos para ciertas acciones variables.

Como se ha expresado anteriormente, la reducción en el periodo de referencia para las acciones dependientes del tiempo (acciones climáticas como el viento, nieve, etc.) implica una reducción en sus valores característicos. Por lo tanto, es necesario contar con los modelos adecuados para determinar los valores de cálculo de las acciones en el caso de periodos de referencia menores a los establecidos en las normativas.

En [Steenbergen and Vrouwenvelder, 2010], por su parte, se afirma que en la definición de coeficientes parciales para periodos de servicio futuro reducidos deberían considerarse tanto los argumentos económicos como los niveles de seguridad para las personas. El estudio concluye que la seguridad de las personas resulta el argumento decisivo para la reducción de los coeficientes parciales como consecuencia de la reducción en el periodo de servicio previsto. Basado en el nivel de riesgo aceptable para las personas, en [Steenbergen and Vrouwenvelder, 2010] se define un periodo mínimo de 15 años para el periodo de servicio futuro a considerar en la evaluación de estructuras existentes (Tabla 2.6), el cual coincide con el periodo mínimo requerido por el código danés tanto para estructuras nuevas como para las existentes, por los mismos motivos de seguridad para las personas.

Para complementar las tareas que permitan la aplicación de las herramientas desarrolladas en este trabajo a la evaluación de estructuras existentes para periodos de servicio menores a los recomendados para estructuras nuevas, es necesario contar con modelos probabilistas y expresiones para el valor característico de las acciones variables para periodos de referencia básicos que luego permitan su extensión al periodo de vida útil remanente para la estructura evaluada. De acuerdo con los Eurocódigos, el periodo referencia básico para las acciones climáticas es de un año, mientras que para la sobrecarga de uso es de cinco años. En los apartados 6.2 y 6.3 se presenta la deducción de unos modelos

probabilistas para la carga de nieve sobre cubierta y para la sobrecarga de uso, para los periodos de referencia básicos mencionados, respectivamente.

En el apartado 6.4 se obtienen unas representaciones de los coeficientes parciales actualizados para la carga de nieve y la sobrecarga de uso en función del periodo de referencia t_{ref} y para valores seleccionados del índice de fiabilidad requerido β_i . Estas representaciones permiten determinar valores reducidos de los coeficientes parciales a partir de combinaciones de índices de fiabilidad requeridos y periodos de referencia menores que los establecidos en las normativas para estructuras nuevas.

6.2 Modelo para la carga de nieve para un periodo de referencia de un año

6.2.1 Generalidades

En trabajos como [SAKO, 1999] y el *Probabilistic Model Code* [JCSS, 2001b] se han deducido expresiones para determinar la carga de nieve sobre una cubierta, q , a partir de la carga de nieve sobre el terreno horizontal, teniendo en cuenta la influencia de la forma de la cubierta, de los intercambios térmicos en su superficie, así como de las condiciones de exposición de la obra. Para el desarrollo de un modelo probabilista de la carga de nieve sobre una cubierta, no solamente se deben tener en cuenta las incertidumbres asociadas con los diferentes parámetros arriba mencionados, sino también las correspondientes a los propios modelos, tanto para la carga de nieve sobre el terreno como para la carga sobre la cubierta.

En analogía con lo anterior, a efectos del presente estudio la carga de nieve sobre una cubierta, q_s , se determina según la relación:

$$q = \mu_i \cdot C_e \cdot C_t \cdot \xi_q \cdot s_z \cdot \xi_s \cdot \xi_z \quad (6.1)$$

s_z : carga de nieve sobre el terreno horizontal en la zona climática, z , en función de la altitud del lugar;

μ_i : coeficiente de forma de la cubierta;

C_e : coeficiente de exposición;

C_t : coeficiente térmico;

ξ_q : coeficiente de incertidumbre del modelo de la carga de nieve sobre la cubierta;

ξ_s : coeficiente de incertidumbre del método empleado en la determinación de la carga de nieve sobre el terreno horizontal;

ξ_z : coeficiente de incertidumbre del modelo para la carga de nieve sobre el terreno horizontal de la zona z .

La explicación detallada del significado de los parámetros que intervienen en la relación (6.1) queda fuera del alcance del presente trabajo, sin embargo, puede consultarse en [Tanner et al., 2011; Tanner, 2016]. A continuación, se deduce un modelo probabilista para la carga de nieve sobre cubierta para el periodo de referencia de un año, teniendo en cuenta dichos parámetros y las incertidumbres asociadas a ellos.

6.2.2 Deducción del modelo

6.2.2.1 Antecedentes

En este apartado se presenta el desarrollo de unos modelos probabilistas para la carga de nieve sobre cubierta en España para el periodo de referencia básico de un año, $t_0 = 1$, en función de las diferentes zonas climáticas definidas en el Documento Básico: Seguridad Estructural, DB-SE, del Código Técnico de la Edificación (CTE) [CTE DB SE-AE, 2006] y de la altitud. En trabajos anteriores [Tanner et al., 2011; Tanner, 2016] se ha deducido un modelo probabilista para la carga de nieve sobre cubierta para un periodo de referencia de 50 años, en función de las mismas zonas geográficas de España definidas [CTE DB SE-AE, 2006] y de la altitud sobre el nivel del mar (Figura 6.1). Para la deducción de dicho modelo se ha empleado la misma base de datos de la Agencia Estatal de Meteorología, AEMET, que en [Tanner et al., 2011; Tanner, 2016], y que consiste en casi 2000 series de valores de precipitación máxima mensual en forma de nieve, abarcando periodos temporales diferentes según la disponibilidad de la información.

Figura 6.1 — Zonas geográficas de comportamiento homogéneo de los valores extremos de la carga de nieve sobre el terreno [Morata et al., 2004].

El modelo probabilista para las cargas de nieve sobre cubierta, q , se representa a través del coeficiente de sesgo, que se define como el ratio entre el valor medio y el valor representativo de una variable, y del coeficiente de variación. De acuerdo con lo anterior, en [Tanner, 2016] se ha obtenido el siguiente modelo probabilista para q , para un periodo de referencia de 50 años, definido mediante el tipo de distribución y los valores de sus coeficientes de sesgo y de variación, S_q y V_q , respectivamente, como: $q = \text{Gumbel} (0.33; 0.81)$.

De acuerdo con [Morata et al., 2004] el valor característico esperado de la carga de nieve sobre el terreno horizontal, $s_{z,k}$, en función de la altitud sobre el nivel del mar, A , en cada una de las zonas, z , se obtiene mediante la relación:

$$s_{z,k}(A) = X_z \cdot Y_z^A \quad (6.2)$$

Las constantes X_z e Y_z se han determinado mediante un ajuste por el método de los mínimos cuadrados, a partir de los valores característicos de la carga de nieve sobre el terreno horizontal en las estaciones pertenecientes a la zona z , en función de su altitud en metros, A . Con el fin de cubrir las dispersiones de los valores característicos de la carga de nieve en las diferentes estaciones, relativas al valor característico esperado, las funciones adoptadas a efectos normativos, en el Código Técnico de la Edificación [CTE DB SE-AE, 2006], para determinar el valor característico de la carga de nieve sobre el terreno horizontal, están basadas en el cuantil superior del 95% del intervalo de predicción. En la Tabla 6.2 se reflejan los valores obtenidos para las constantes ($X_{z,code,k}$, Y_z) correspondientes a dicho cuantil, para las diferentes zonas geográficas, con la excepción del Archipiélago Canario (Zona 7) donde no se han registrado precipitaciones en forma de nieve en las estaciones analizadas.

6.2.2.2 Obtención de los parámetros

Para la obtención de los parámetros del modelo probabilista para la carga de nieve sobre cubierta para el periodo de referencia básico de un año, se ha empleado la misma base de datos de la Agencia Estatal de Meteorología, AEMET, que se utilizó para la deducción del modelo para el periodo de referencia de 50 años. De esta base de datos, se ha seleccionado un conjunto representativo de estaciones meteorológicas por cada una de las zonas geográficas definidas en [Morata et al., 2004] y adoptadas a efectos normativos en el DB-SE del CTE. Las estaciones elegidas corresponden, en la medida de lo posible, a las capitales de provincia de cada zona. De esta manera, los modelos deducidos se basan en los datos relevantes para el mayor número de edificios. Para mejorar el ajuste de las regresiones en las zonas 4 y 5 se eligieron, además de las correspondientes a las capitales de provincia, un

número de estaciones adicionales de tal manera que el número total de estaciones elegidas en cada una de estas zonas fue de 18.

Mediante regresiones basadas en el método de los mínimos cuadrados se establecen unas funciones de tipo exponencial para el valor medio esperado, $\mu_{s,z,\max,1}(A)$, y el valor medio esperado más una desviación típica ($\mu_{s,z,\max,1}(A) + \sigma_{s,z,\max,1}(A)$), sobre el terreno horizontal para cada una de las zonas z definidas en [CTE DB SE-AE, 2006] (Figura 6.1), en función de la altura, A , y para el periodo de referencia básico de un año (Ecuaciones 6.3 y 6.4, respectivamente). Los términos de las funciones expresadas por las ecuaciones (6.3) y (6.4) se determinan mediante regresión lineal, manteniendo los valores de las constantes Y_z obtenidos en el estudio de AEMET ($Y_{z,\mu s,\max,1} = Y_{z,\mu s,\max,50} = Y_z$). De esta manera, se obtienen las constantes $X_{z,\mu s,\max,1}$ y $X_{z,(\mu + \sigma)s,\max,1}$.

Mediante las funciones obtenidas para $\mu_{s,z,\max,1}(A)$ y $(\mu_{s,z,\max,1}(A) + \sigma_{s,z,\max,1}(A))$ sobre el terreno horizontal para cada una de las zonas z , en función de la altura, A , y para el periodo de referencia básico $t_0 = 1$ año, así como las determinadas en el estudio de AEMET [Morata et al., 2004] y empleadas a efectos normativos en el CTE para el valor característico normalizado, $s_{z,\text{code},k}$, para $t_{\text{ref}} = 50$ años, se obtienen los coeficientes de variación $V_{s,z,\max,1}$, y de sesgo $S_{s,z,\max,1}$, de la carga de nieve máxima sobre el terreno horizontal para las zonas definidas en el DB SE-AE del CTE para el periodo básico de un año (Ecuaciones 6.5 y 6.6, respectivamente). Las ecuaciones empleadas, son similares a las que usaron para determinar los parámetros correspondientes de los modelos para $t_{\text{ref}} = 50$ años. Los resultados obtenidos se presentan en la Tabla 6.2.

$$\mu_{s,z,\max,1}(A) = X_{z,\mu s,\max,1} \cdot Y_z^A \quad (6.3)$$

$$\mu_{s,z,\max,1}(A) + \sigma_{s,z,\max,1}(A) = X_{z,(\mu + \sigma)s,\max,1} \cdot Y_z^A \quad (6.4)$$

$$V_{s,z,\max,1}(A) = \frac{\sigma_{s,z,\max,1}(A)}{\mu_{s,z,\max,1}(A)} \cong \frac{X_{z,(\mu + \sigma)s,\max,1} - X_{z,\mu s,\max,1}}{X_{z,\mu s,\max,1}} \quad (6.5)$$

$$S_{s,z,\max,1}(A) = \frac{\mu_{s,z,\max,1}(A)}{s_{z,\text{code},k}(A)} \cong \frac{X_{z,\mu s,\max,1} \cdot Y_z^A}{X_{z,\text{code},k} \cdot Y_z^A} = \frac{X_{z,\mu s,\max,1}}{X_{z,\text{code},k}} \quad (6.6)$$

A continuación, se han determinado los modelos probabilistas para la carga nieve sobre cubierta para el periodo básico de un año, para lo cual se consideran además de los modelos para la carga de nieve sobre el terreno horizontal, las otras variables que intervienen en su determinación (ecuación 6.1). En la Tabla 6.3 se presentan los modelos probabilistas para dichas variables.

Tabla 6.2 – Resultados de la deducción de los modelos probabilistas para la carga de nieve sobre el terreno horizontal para el periodo de referencia de un año.

Zona, z	$X_{z,\mu s,\max,1}$	$X_{z,(\mu + \sigma)s,\max,1}$	$X_{z,code,k}^*$	Y_z^*	$S_{z,s,\max,1}$	$V_{s,z,\max,1}$
1	0.0172	0.0502	0.336	1.0016	0.0511	1.9238
2	0.0188	0.0536	0.368	1.0014	0.0512	1.8420
3	0.0045	0.0106	0.091	1.0021	0.0495	1.3584
4	0.0057	0.0152	0.138	1.0022	0.0414	1.6528
5	0.0195	0.0436	0.191	1.0016	0.1023	1.2293
6	0.0010	0.0061	0.089	1.0026	0.0115	4.9844
7	No existen datos					
V. medio ($z = 1:5$)					0.0591	1.6013

* Valores adoptados de acuerdo con el [CTE DB SE-AE, 2006]

Tabla 6.3 – Modelos probabilistas para las variables que intervienen en la determinación de la carga de nieve sobre cubierta [Tanner, 2016].

Variable	Notación	Sesgo	CoV
Carga de nieve sobre el terreno horizontal	s_z	Según zona z (Tabla 7.X)	
Coefficiente de forma de la cubierta	μ_i	1.0	0.15
Coefficiente de exposición	C_e	Determinista	
Coefficiente térmico	C_t	Determinista	
Incertidumbres del método para determinar s_z	ξ_s	1.0	0.1
Incertidumbres del modelo para s_z	ξ_z	1.0	Según z (T. 7.X)
Incertidumbres del modelo para q	ξ_q	1.0	0.1

Teniendo en cuenta que los coeficientes térmico, C_t , y de exposición, C_e , han sido asumidos como deterministas, el coeficiente de variación para la carga de nieve sobre cubierta, $V_{q,1}$, se calcula mediante la expresión:

$$\left(1 + V_{q,1}^2\right) = \left(1 + V_{\mu_i}^2\right) \cdot \left(1 + V_{\xi_q}^2\right) \cdot \left(1 + V_{z,s,\max,1}^2\right) \cdot \left(1 + V_{\xi_s}^2\right) \cdot \left(1 + V_{\xi_z}^2\right) \quad (6.7)$$

Al ser independientes del periodo de referencia considerado, los valores de los coeficientes de variación, V_{μ_i} , V_{ξ_q} , V_{ξ_s} , y V_{ξ_z} se adoptan de acuerdo con la Tabla 6.3. De acuerdo con [Tanner et al., 2011; Tanner, 2016], y a falta de un estudio más detallado, los valores de los coeficientes de variación para la incertidumbre del modelo para la carga de

nieve sobre el terreno horizontal, $V_{\xi z}$, se adoptan como equivalentes a las dispersiones determinadas en el estudio [Morata et al., 2004].

Considerando que, de acuerdo con la Tabla 6.3, los coeficientes de sesgo de las variables μ_i , ξ_s , ξ_z y ξ_q son iguales a 1.0 y que los coeficientes C_t , C_e , se asumen como deterministas, se obtiene que $S_{z,s,\max,1} = S_{qs,1}$. Los modelos probabilistas que se obtienen para la carga de nieve sobre el terreno para el periodo de referencia de un año se indican en la Tabla 6.4.

Tabla 6.4 –Modelos probabilistas para la carga de nieve sobre cubierta para el periodo de referencia de un año.

Zona, z	$V_{\xi z}$	$S_{q,1}$	$V_{q,1}$
1	0.336	0.051	2.54
2	0.368	0.051	2.71
3	0.091	0.050	2.21
4	0.138	0.041	2.17
5	0.191	0.102	1.23
6	0.089	0.012	4.98
7	No existen datos		
V. medio ($z = 1:5$)		0.059	2.25

En analogía con el modelo para el periodo de referencia de 50 años obtenido en [Tanner et al., 2011; Tanner, 2016], a efectos prácticos interesa disponer de un único modelo probabilista para la carga de nieve sobre una cubierta para $t_{\text{ref}} = 1$ año, que sea de aplicación en todas las zonas geográficas. Para ello se toma la media aritmética de los coeficientes de sesgo y de variación, respectivamente, obtenidos para las zonas 1 a 5. No se tienen en cuenta los valores de la Zona 6 ya que las nevadas son muy poco frecuentes y las cargas de nieve resultan en cualquier caso muy bajas, por lo que se opta por emplear para la Zona 6 el modelo probabilista deducido a partir de los datos de las zonas restantes. En consecuencia, el modelo que se obtiene para la carga de nieve sobre cubierta para $t_{\text{ref}} = 1$ año es: $q_1 = \text{Gumbel}(0.06; 2.25)$.

6.2.3 Optimización del modelo

El modelo probabilista para las cargas de nieve sobre cubierta para $t_{\text{ref}} = 1$ año deducido en el apartado anterior cumple con algunos de los requisitos definidos en el apartado 3.5 para los modelos que se supone representan el estado de incertidumbre correspondiente a las reglas de dimensionado de la normativa en vigor. Particularmente, el modelo obtenido cumple con los siguientes requisitos:

- Al haberse obtenido a partir de los registros de precipitaciones en estaciones termopluviométricas contenidos en la base de datos de la AEMET, representa adecuadamente las características físicas de la variable correspondiente. En España, en altitudes, A , menores a las máximas, $A_{\max}$, definidas en el CTE [CTE DB SE-AE, 2006] para las diferentes zonas climáticas, nieve muy esporádicamente, razón por la cual parece bastante verosímil un sesgo bajísimo y una dispersión altísima. Es decir, el modelo obtenido para $t_{\text{ref}} = 1$ año, con $S_{q,1} = 0.06$ y $V_{q,1} = 2.25$, parece *a priori* tan verosímil como el deducido en [Tanner et al., 2011; Tanner, 2016] para 50 años, $S_{q,50} = 0.33$ y $V_{q,50} = 0.81$.
- Es apto para aplicaciones prácticas, puesto que representa las incertidumbres mediante variables aleatorias.
- Es consistente con los modelos probabilistas del *JCSS Probabilistic Model Code* [JCSS, 2001b], puesto que, por una parte, los parámetros del modelo se han obtenido con base en los datos de precipitaciones de las estaciones pluviométricas y, además, se han tenido en cuenta todas las otras variables que, de acuerdo con [JCSS, 2001b], intervienen en el modelo.

Sin embargo, el modelo presenta un inconveniente. Considerando que la definición del valor característico del modelo, que corresponde a la adoptada en el CTE [CTE DB SE-AE, 2006], influye en el sesgo del modelo de 50 años puesto que no se ha obtenido a través de las propiedades de la distribución Gumbel sino como el Límite Superior del 95% del intervalo de predicción, el valor del sesgo que se obtiene no coincide con el que se obtendría aplicando las propiedades de la Gumbel.

Por lo anterior, se ajusta el valor del coeficiente de sesgo para el modelo para $t_{\text{ref}} = 1$, partiendo del modelo probabilista para 50 años (0.33; 0.81) y empleando la propiedad de la distribución de Gumbel, según la cual la desviación típica es independiente del periodo de referencia n :

$$\sigma_{X,n} = \sigma_{X,1} \quad (6.8)$$

$\sigma_{X,n}$: desviación típica de la variable X para el periodo de referencia de n años

$\sigma_{X,1}$: desviación típica de X para el periodo de referencia de un año

Como resultado se obtiene un coeficiente de sesgo $S_{q,1} = 0.12$ para $t_{\text{ref}} = 1$.

De esta manera, el modelo para la carga de nieve sobre cubierta para $t_{\text{ref}} = 1$ con el coeficiente de sesgo ajustado, $q_1 = \text{Gumbel}(0.12; 2.25)$, cumple con los siguientes requisitos:

1. Tanto los modelos representados en la Tabla 6.4, como el correspondiente para $t_{\text{ref}} = 50$ años, han sido obtenidos a partir de registros de precipitaciones en estaciones termoplumiométricas contenidos en la misma base de datos de la AEMET.
2. A través del coeficiente de variación $V_{q,1} = 2.25$ tiene en cuenta la información proveniente de los registros de precipitaciones en las zonas geográficas definidas (información local) para el periodo de referencia básico $t_{\text{ref},0} = 1$ año.
3. Emplea la propiedad de la distribución de Gumbel, según la cual la desviación típica es independiente del periodo de referencia n : $\sigma_{X,n} = \sigma_{X,1}$.
4. Tiene en cuenta la definición del valor característico para la carga de nieve sobre el terreno horizontal adoptada en el CTE [CTE DB SE-AE, 2006].

Para determinar la validez de los dos modelos deducidos para la carga de nieve sobre cubierta para el periodo de referencia de 1 año, se ha llevado a cabo el análisis probabilista de un conjunto representativo compuesto por 240 vigas de cubierta de hormigón armado dimensionadas de manera estricta de acuerdo con las reglas de las normas [EHE-08, 2008], [CTE DB SE, 2009] y [Cornell, 1969]. Para la obtención del conjunto representativo se han variado los diferentes parámetros que caracterizan estos elementos, o de los que depende su dimensionado [Tanner et al., 2007]. Para la carga de nieve se han empleado los modelos deducidos en este apartado $q_1 = \text{Gumbel}(0.06; 2.25)$ y $q_1 = \text{Gumbel}(0.12; 2.25)$, mientras que para las demás variables se han empleado los modelos probabilistas obtenidos en el mismo estudio [Tanner et al., 2007]. A efectos comparativos, se ha considerado un modelo con un valor intermedio entre los dos anteriores para el coeficiente de sesgo $S_{q1} = 0.09$. Así mismo se han incluido los resultados de la transformación de los valores obtenidos para β_{50} en β_1 empleando para ello la fórmula (6.9), propuesta por [Holicky et al., 2018], que permite obtener el índice de fiabilidad β_{nk} , asociado a un periodo de referencia de n años con un intervalo de independencia de k años, a partir del índice de fiabilidad β_1 , asumiendo que la fiabilidad resultante es el producto de las fiabilidades anuales en n/k años:

$$\Phi(\beta_{nk}) = [\Phi(\beta_1)]^{n/k} \quad (6.9)$$

El intervalo de independencia de $k \leq n$ corresponde a periodo de tiempo medio para el cual los fallos en periodos subsecuentes de k años se asume que son mutuamente independientes. El valor de k depende de las variables dependientes del tiempo, particularmente, de las acciones dominantes dependientes del tiempo como la nieve o el viento y de los elementos estructurales. El intervalo de independencia es, por tanto, diferente para los diferentes elementos de una edificación y no puede estimarse fácilmente sin conocer

la influencia de las variables dependientes del tiempo. En este caso el valor de k se ha interpolado mediante una función potencial.

Mediante el método FORM se lleva a cabo el análisis probabilista del conjunto de 240 vigas de cubierta para tres mecanismos de fallo diferentes: flexión en la sección del centro de vano, tracción y compresión oblicua en el alma de la sección de apoyo; y para los tres modelos para la carga de nieve sobre cubierta mencionados: $S_{qs,1} = 0.06, 0.09$ y 0.12 . Los resultados obtenidos en términos del índice de fiabilidad, β , en función del ratio entre las cargas variables y las cargas totales, ν , para los tres mecanismos de fallo considerados se muestran en las Figura 6.2, a), b) y c), respectivamente. Además, se incluyen los resultados obtenidos para las mismas vigas considerando un periodo de referencia de 50 años y los de la aplicación de la ecuación (6.9).

Como puede observarse de los tres gráficos, la comparación de los resultados del análisis probabilista mediante el método FORM con los de la fórmula (6.9) propuesta por [Holicky et al., 2018] (con interpolación de k mediante función potencial), muestra que la fórmula (puntos negros) conduce a valores de β significativamente superiores que los del método FORM para el sesgo de $S_{qs,1} = 0.12$ (puntos verdes). En el caso del análisis mediante el FORM para el sesgo $S_{qs,1} = 0.06$ (puntos rojos), ocurre todo lo contrario, es decir, los valores de β superan ampliamente los obtenidos con la formula (6.9). Sin embargo, para el sesgo de $S_{qs,1} = 0.09$ (puntos amarillos), intermedio entre los dos modelos deducidos, se obtienen resultados parecidos a la fórmula de [Holicky et al., 2018]. Por todo lo anterior, como una solución de compromiso que, aunque cumple solo parcialmente con los requisitos mencionados anteriormente, permite obtener resultados compatibles con los que se obtienen para el periodo de referencia de 50 años y, además, comparables con los de otros países europeos, se decide adoptar, para los desarrollos posteriores de este trabajo, para la carga de nieve sobre cubierta para $t_{\text{ref}} = 1$ año, el siguiente modelo probabilista: $q_1 = \text{Gumbel (0.09; 2.25)}$.

Figura 6.2 – Índice de fiabilidad, β , en función del ratio entre las cargas variables y las cargas totales, ν , para los mecanismos de fallo: a) momentos flectores; b) compresión oblicua en el alma; c) tracción en el alma.

6.3 Sobrecarga de uso

6.3.1 Generalidades

De acuerdo con el *JCSS Probabilistic Model Code* [JCSS, 2001b], la sobrecarga en forjados de edificios corresponde a las cargas impuestas por las personas, los muebles, los equipamientos y los objetos almacenados. En este tipo de carga no se incluye ningún elemento estructural o no estructural, particiones ni ningún equipamiento extraordinario. El valor de la sobrecarga se determina en función de la categoría de uso prevista del edificio (p. ej., edificios residenciales, hoteles, hospitales, edificios de oficinas, colegios y almacenes). Las sobrecargas pueden variar tanto en el espacio como en el tiempo de manera aleatoria. A efectos de la modelización, la variación espacial puede considerarse homogénea en una primera aproximación. Con respecto a la variación en el tiempo, la sobrecarga se puede dividir en una componente *sostenida* y una componente *transitoria*.

La componente *sostenida* engloba las cargas de larga duración, por ejemplo, las debidas a los muebles, la maquinaria, etc. Los cambios en esta componente generalmente están relacionados con cambios en el uso o en los usuarios de un edificio. Las variaciones de corta duración se incluyen en las incertidumbres de esta componente de la carga.

La componente *transitoria* engloba todas las cargas que no están incluidas en la parte sostenida. Incluye las cargas de corta duración como son las debidas a las personas, los materiales de exhibición, o los vehículos de carga y descarga, etc. La duración relativa de estas cargas es bastante pequeña.

La intensidad de la sobrecarga se puede representar mediante un proceso estocástico en dos dimensiones (campo aleatorio), $W(x,y)$, cuyos parámetros dependen de la categoría de uso y está definido por:

$$W(x,y) = m + V + U(x,y) \quad (6.10)$$

m : valor medio que depende de la categoría de uso (Tabla 6.6)

V : variable aleatoria con valor medio igual a cero

$U(x,y)$: campo aleatorio con valor medio igual a cero

Los valores de los parámetros que caracterizan la intensidad de la sobrecarga, W , en función de la categoría de uso pueden adoptarse de la Tabla 6.6 [JCSS, 2001b], siendo:

A_0 : área de correlación de valor de la carga

m_q : valor medio de la carga sostenida q

σ_V : desviación típica de la variable aleatoria V

σ_U : desviación típica de la variable aleatoria U

λ : ratio, en años, de ocurrencia de cambios en la carga sostenida q

- m_p : valor medio de la carga transitoria p
 ν : ratio, en años, de ocurrencia de cambios en la carga transitoria p
 d_p : duración, en días, de la carga transitoria p

La sobrecarga total es la suma de la sobrecarga sostenida y de la sobrecarga transitoria [JCSS, 2001b]. Asumiendo que las dos componentes son estadísticamente independientes, la sobrecarga total máxima correspondiente a un periodo de referencia T se puede deducir como el valor máximo de los siguientes dos:

$$\begin{aligned}
 L_1 &= L_{Q,\max} + L_P \\
 L_2 &= L_Q + L_{P,\max}
 \end{aligned}
 \tag{6.11}$$

- $L_{Q,\max}$: sobrecarga sostenida máxima
 L_Q : sobrecarga sostenida en un momento arbitrario
 $L_{P,\max}$: sobrecarga transitoria máxima
 L_P : sobrecarga transitoria en un momento arbitrario

De acuerdo con [JCSS, 2001b], se puede asumir que la sobrecarga total tenga una función de distribución de probabilidad de valores extremos del Tipo I (Gumbel).

6.3.2 Deducción de los parámetros

En la Tabla 3.1 se incluye un modelo probabilista para la sobrecarga de uso en edificios, para un periodo de referencia de 50 años, cuya deducción de ha llevado a cabo en estudios previos [Tanner et al., 2007; Tanner, 2016]. Se asume que este modelo representa el estado de incertidumbre asociado con las reglas de la normativa española para las acciones [CTE DB SE-AE, 2006], así como de los Eurocódigos [EN 1991-1-1, 2002]. El modelo se ha deducido siguiendo las recomendaciones del Código Modelo Probabilista [JCSS, 2001b] resumidas en el apartado anterior. En consecuencia, se asume que la sobrecarga de uso se ajusta a una distribución de valores extremos Tipo I [Gumbel, 1958] y el modelo probabilista obtenido, representado en términos de los coeficientes adimensionales de sesgo y de variación, es el siguiente: $q_{\text{imp},50} = \text{Gumbel}(0.68; 0.26)$.

El periodo de referencia básico que se adopta generalmente para las sobrecargas de uso corresponde a los posibles cambios de propietario o de uso que se produzcan durante el periodo de servicio. En el [JCSS, 2001b] se indica un valor comprendido entre 5 y 10 años (Tabla 6.5) en la mayoría de los casos para este periodo de referencia y en [CEN/TC 250, 1996] se señala un periodo de referencia básico de 5 años como usual para las sobrecargas de uso en edificios. Siguiendo estas indicaciones, a partir del modelo probabilista para $t_{\text{ref}} = 50$ años y teniendo en cuenta las propiedades de la distribución de Gumbel, se determinan

los parámetros adimensionales del modelo probabilista para la sobrecarga de uso para el periodo de referencia básico de 5 años.

Tabla 6.5 – Parámetros para las sobrecargas en función de la categoría de uso [JCSS, 2001b]

		Carga sostenida				Carga transitoria			
Categoría	A_0 [m ²]	m_q [kN/m ²]	σ_V [kN/m ²]	σ_U [kN/m ²]	$1/\lambda$ [año]	m_p [kN/m ²]	σ_V [kN/m ²]	$1/\nu$ [año]	d_p [días]
Oficina	20	0.5	0.3	0.6	5	0.2	0.4	0.3	1-3
Lobby	20	0.2	0.15	0.3	10	0.4	0.6	1.0	1-3
Residencia	20	0.3	0.15	0.3	7	0.3	0.4	1.0	1-3
Habitación de hotel	20	0.3	0.05	0.1	10	0.2	0.4	0,1	1-3
Habitación de hospital	20	0.4	0.3	0.6	5-10	0.2	0.4	1.0	1-3
Laboratorio	20	0.7	0.4	0.8	5-10				
Librería	20	1.7	0.5	1.0	>10				
Sala de clase	100	0.6	0.15	0.4	<10	0.5	1.4	0.3	1-5
Tienda:									
Planta	100	0.9	0.6	1.6	1-5	0.4	1.1	1.0	1-14
Planta sup.	100	0.9	0.6	1.6	1-5	0.4	1.1	1.0	1-14
Almacén	100	3.5	2.5	6.9	0.1-1.0				
Industria:									
Ligera	100	1.0	1.0	2.8	5-10				
Pesada	100	3.0	1.5	4.1	5-10				
Concentración personas	20					1.25	2.5	0.02	0.5

De acuerdo con lo anterior, el coeficiente de variación de la sobrecarga de uso para el periodo de referencia básico de $t_0 = 5$ años, $V_{q,imp,5}$, se determina como:

$$V_{q,imp,5} = \frac{1}{\frac{1}{V_{q,imp,50}} - \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot \ln(t_{ref}/t_0)} = \frac{1}{\frac{1}{0.26} - \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot \ln(50/5)} = 0.49 \quad (6.12)$$

El valor característico para la sobrecarga de uso se define en el Eurocódigo [EN 1990, 2002] como el correspondiente a una probabilidad de 0.05 de ser superado en un periodo de referencia de 50 años, sin que dicho valor característico esté definido sobre un periodo de referencia básico sino que está referido a todo el periodo de servicio previsto [Holický et al., 2009]. De esta manera, de acuerdo con las propiedades de la distribución de Gumbel, el coeficiente de sesgo para la sobrecarga de uso, para $t_0 = 5$ años, $S_{q,imp,5}$, se obtiene como:

$$\begin{aligned} S_{q,imp,5} &= \frac{1}{1 + 0.78 \cdot V_{q,imp,5} \cdot \left(\ln(t_{ref}/t_0) - 0.57722 - \ln(-\ln(0.95)) \right)} \\ &= \frac{1}{1 + 0.78 \cdot 0.49 \cdot \left(\ln(50/5) - 0.57722 - \ln(-\ln(0.95)) \right)} = 0.36 \end{aligned} \quad (6.13)$$

Por lo tanto, el modelo probabilista que se obtiene para la sobrecarga de uso, para $t_0 = 5$ años, es: $q_{imp,5} = \text{Gumbel}(0.36; 0.49)$. Para el periodo de referencia de un año, pueden adoptarse los mismos parámetros del modelo para 5 años puesto que se asume que la carga está totalmente correlacionada durante estos periodos de tiempo.

6.4 Coeficientes parciales y vida útil remanente

Como se ha mencionado antes, cuando se trata de la evaluación de la fiabilidad de una estructura existente la vida útil remanente puede ser más corta que el periodo de servicio previsto en las normativas para una estructura nueva. Con el fin de ampliar el alcance de las herramientas prácticas descritas en los Capítulos 4 y 5, este apartado está dedicado a la definición de unos criterios que permitan modificar los coeficientes parciales a emplear en la evaluación de las estructuras existentes a partir de periodos de vida útil remanente diferentes a los periodos de servicio previstos para estructuras nuevas.

Tal como se define en el Eurocódigo [EN 1990, 2002], el valor característico para las acciones climáticas se basa en la probabilidad de 0.02 de que su parte variable en el tiempo sea superada en un periodo de referencia de un año ($t_0 = 1$), lo cual equivale a un periodo de retorno de 50 años para la parte variable en el tiempo. Teniendo en cuenta lo anterior, y las propiedades de la distribución de Gumbel [Gumbel, 1958], el valor característico para las cargas de nieve sobre cubierta para un periodo de referencia t_{ref} se determina, a partir de los parámetros del modelo probabilista para el periodo de referencia básico $t_0 = 1$ año, mediante la expresión:

$$Q_{s,k,tref} = \mu_{Qs,1} - \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot \sigma_{Qs,1} \cdot \left[0.5772 + \ln(-\ln(0.98)) \right] \quad (6.14)$$

Con lo cual el coeficiente parcial actualizado para las cargas de nieve sobre cubierta para el periodo de referencia t_{ref} se obtiene como:

$$\gamma_{qs,a,t_{\text{ref}}} = \frac{Q_{s,a,t_{\text{ref}}}}{Q_{s,k,a,t_{\text{ref}}}} = \frac{\mu_{Qs,1} + \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot \sigma_{Qs,1} \cdot \left[\ln(t_{\text{ref}}) - 0.5772 - \ln(-\ln(\Phi(-\alpha_E \beta_t))) \right]}{\mu_{Qs,1} - \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot \sigma_{Qs,1} \cdot \left[0.5772 + \ln(-\ln(0.98)) \right]} \quad (6.15)$$

O, expresado en función del coeficiente de sesgo para $t_0 = 1$ año:

$$\gamma_{qs,a,t_{\text{ref}}} = S_{Qs,1} \cdot \left[1 + \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot V_{Qs,1} \left(\ln(t_{\text{ref}}) - 0.5772 - \ln(-\ln(\Phi(-\alpha_E \beta_t))) \right) \right] \quad (6.16)$$

De manera similar, teniendo en cuenta la definición adoptada en el Eurocódigo [EN 1990, 2002] y resumida en el apartado 6.4, el valor característico para la sobrecarga, para un periodo de referencia t_{ref} , a partir de los parámetros del modelo probabilista para el periodo de referencia básico $t_0 = 5$ años, se obtiene como:

$$Q_{k,\text{imp},t_{\text{ref}}} = \mu_{Q_{\text{imp},5}} + \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot \sigma_{Q_{\text{imp},5}} \cdot \left[\ln(t_{\text{ref}}/t_5) - 0.5772 - \ln(-\ln(0.95)) \right] \quad (6.17)$$

Y el coeficiente parcial actualizado para la sobrecarga para t_{ref} :

$$\begin{aligned} \gamma_{q,\text{imp},a,t_{\text{ref}}} &= \frac{Q_{\text{imp},a,t_{\text{ref}}}}{Q_{\text{imp},k,a,t_{\text{ref}}}} \\ &= \frac{\mu_{Q_{\text{imp},5}} + \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot \sigma_{Q_{\text{imp},5}} \cdot \left[\ln(t_{\text{ref}}/t_5) - 0.5772 - \ln(-\ln(\Phi(-\alpha_E \beta_t))) \right]}{\mu_{Q_{\text{imp},5}} + \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot \sigma_{Q_{\text{imp},5}} \cdot \left[\ln(t_{\text{ref}}/t_5) - 0.5772 - \ln(-\ln(0.95)) \right]} \end{aligned} \quad (6.18)$$

$$\gamma_{q,\text{imp},a,t_{\text{ref}}} = S_{Q_{\text{imp},5}} \cdot \left[1 + \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot V_{Q_{\text{imp},5}} \left(\ln(t_{\text{ref}}) - 0.5772 - \ln(-\ln(\Phi(-\alpha_E \beta_t))) \right) \right] \quad (6.19)$$

A partir de las ecuaciones (6.16) y (6.19) se obtienen las representaciones que permiten determinar los coeficientes parciales actualizados para la carga de nieve sobre cubierta, $\gamma_{qs,a,t_{\text{ref}}}$ (Figura 6.3), y para la sobrecarga, $\gamma_{q,\text{imp},a,t_{\text{ref}}}$ (Figura 6.4), respectivamente, en función del periodo de referencia adoptado y para diferentes valores del índice de fiabilidad requerido β_t . Los valores de $S_{Qs,1}$, $V_{Qs,1}$ y $S_{Q_{\text{imp},5}}$, $V_{Q_{\text{imp},5}}$, se adoptan de acuerdo con los modelos probabilistas para la carga de nieve sobre cubierta y la sobrecarga, para los periodos de

referencia básicos $t_0 = 1$ año y $t_0 = 5$ años, que se han deducido en los apartados 6.2 y 6.3, respectivamente.

Figura 6.3 – Representación del coeficiente parcial actualizado para la carga de nieve sobre cubierta, $\gamma_{qs,a,tref}$, en función del periodo de referencia, t_{ref} , para valores seleccionados del índice de fiabilidad objetivo $\beta_t = 2.3, 2.8, 3.3, 3.8$ y 4.3

Figura 6.4 – Representación del coeficiente parcial actualizado para la sobrecarga, $\gamma_{q,imp,a,tref}$, en función del periodo de referencia, t_{ref} , para valores seleccionados del índice de fiabilidad objetivo $\beta_t = 2.3, 2.8, 3.3, 3.8$ y 4.3

Las representaciones de los coeficientes parciales actualizados para la carga de nieve (Figura 6.3) y la sobrecarga de uso (Figura 6.4), permiten determinar valores reducidos de los coeficientes parciales a partir de combinaciones de índices de fiabilidad requeridos y periodos de referencia menores que los establecidos en las normativas para estructuras nuevas.

En el Apartado 2.6.6, se resumen y discuten algunas de las propuestas encontradas en la literatura para la reducción del nivel de seguridad requerido para las estructuras existentes, teniendo en cuenta que la aplicación del mismo nivel de seguridad requerido para las estructuras nuevas a las estructuras existentes puede no estar justificado desde un punto de vista económico. La reducción de los niveles de seguridad requeridos para estructuras existentes, en comparación con los de las estructuras nuevas, se relaciona también con la consideración de periodos de vida útil remanente menores que los previstos para las de nueva construcción.

La normas estructurales como para estructuras nuevas, como el Eurocódigo [EN 1990, 2002] o la norma [ISO 2394, 1998] indican valores del índice de fiabilidad requerido, β_t , para periodos de referencia determinados; sin embargo, no ofrecen reglas específicas para el ajuste del valor de β_t a diferentes periodos de servicio, T_d , recomendados para diversos tipos de obras de construcción. En el caso del Eurocódigo, se recomiendan valores de β_t para dos periodos de referencia, 1 y 50 años (Tabla 2.5), sin ninguna relación con el periodo de servicio previsto que generalmente difiere del periodo de referencia. Tampoco se especifican valores para estructuras temporales o existentes. Tampoco se incluyen posibles transformaciones del índice de fiabilidad para $t_{\text{ref}} = 1$ año a los índices de fiabilidad asociados a otros periodos de referencia, lo cual es especialmente importante para la evaluación de estructuras existentes en la que se consideran periodos de vida útil remanente diferentes a los de las estructuras nuevas y se requiere deducir coeficientes parciales asociados a otros periodos de referencia, que a su vez pueden ser menores que la vida útil remanente.

La transformación del índice de fiabilidad requerido, β_t , asociado a diferentes periodos de referencia de n años cuando la principal incertidumbre proviene de las acciones que tienen valores máximos estadísticamente independientes en cada año es bien conocida. Se puede obtener mediante la expresión (2.40) que permite determinar el índice de fiabilidad β_n , asociado al periodo de referencia n años, a partir del índice β_1 asociado a un año, como el producto de las fiabilidades anuales [Holicky et al., 2018].

Sin embargo, los valores máximos anuales de las acciones y otras variables en años subsecuentes generalmente están correlacionados. Por este motivo la relación expresada mediante la fórmula (2.40) debería ser generalizada para tener en cuenta la correlación entre los eventos de fallo en años subsecuentes. Para ello, los mismos autores [Holicky et al., 2018]

proponen la expresión (6.9), mediante la cual se puede obtener el índice de fiabilidad β_{nk} , asociado a un periodo de referencia de n años con un intervalo de independencia de k años, a partir del índice de fiabilidad β_1 , asumiendo que la fiabilidad resultante es el producto de las fiabilidades anuales en n/k años. Cabe destacar que, si en dicha fórmula se asume que la duración media del intervalo de independencia es de un año, lo que equivale a asumir que los fallos en años subsecuentes son independientes, se obtiene la expresión (2.40).

Como se ha mencionado antes (Apartados 2.6.6 y 6.1), en el trabajo de [Vrouwenvelder and Scholten, 2010], por ejemplo, se establecen valores mínimos para los índices de fiabilidad requeridos tanto para estructuras nuevas como para existentes combinados con periodos de referencia mínimos para diferentes clases de consecuencias y para los casos en que la carga de viento es la variable dominante y cuando no lo es (Tabla 2.6).

En la literatura pueden encontrarse otras propuestas que permiten relacionar los valores de los índices de fiabilidad requeridos y la vida útil remanente a partir de consideraciones económicas, de seguridad para las personas, o la combinación de ambos [Scholten C. et al., 2004; Steenbergen and Vrouwenvelder, 2010; Vrouwenvelder, 2012; Steenbergen et al., 2015].

Capítulo 7. Observaciones finales

7.1 Introducción

En la evaluación de la fiabilidad que presenta una estructura existente para las condiciones actuales y futuras de uso, es necesario abordar problemas distintos de los que habría que resolver en el dimensionado de estructuras de nueva construcción. En un dimensionado, las hipótesis de cálculo se basan en valores esperados de las cargas y de la resistencia de la estructura, y deben tener en cuenta las incertidumbres relacionadas con la ejecución. La diferencia fundamental entre la evaluación de una estructura existente y el dimensionado de una de nueva construcción reside en el estado de la información. En estructuras existentes normalmente es posible incrementar el nivel de precisión de los modelos de cálculo a través de la adquisición de más datos sobre los sistemas analizados. En la mayoría de los casos, el coste de la actualización de la información se compensa con una reducción significativa del coste de la intervención o de otros costes, puesto que una evaluación demasiado conservadora puede conducir a limitaciones no justificadas de las cargas variables de uso, así como a refuerzos o demoliciones innecesarias de estructuras existentes.

La problemática de la evaluación de la fiabilidad de las estructuras existentes se aborda en algunos documentos de referencia de reciente publicación como el *fib Bulletin 80* [*fib*, 2016]. Así mismo, en el *JCR Science and Policy Report* [JCR, 2015] se establecieron las bases para la elaboración de la Especificación Técnica sobre Evaluación de Estructuras Existentes que ha sido publicada recientemente. [CEN/TS 17440, 2020]. La Asociación Española de Ingeniería Estructural ha publicado una monografía dedicada a la evaluación de estructuras de hormigón armado [ACHE, 2019] en la que se proveen directrices para evaluar la seguridad, funcionalidad y durabilidad de estructuras de este material ejecutadas en España. Por otra parte, en la Comisión Técnica No. 3 (*COM3: Existing Concrete Structures*) de la *fib* (*Fédération Internationale du Béton*) se trabaja actualmente en la elaboración de recomendaciones para la evaluación del estado actual y la predicción del comportamiento futuro de estructuras existentes de hormigón deterioradas o no, con el fin de que sean incorporadas en el próximo Código Modelo (*fib MC2020*).

A pesar de lo anterior, aún siguen siendo escasas las herramientas disponibles que permitan abordar fácilmente los problemas relacionados con la evaluación de la fiabilidad de las estructuras existentes. Por este motivo, para el desarrollo de esta tesis se estableció

como objetivo fundamental la elaboración de una metodología que permitiese ajustar los coeficientes parciales para la verificación de la fiabilidad estructural, teniendo en cuenta la información actualizada sobre la estructura existente objeto de evaluación. Además, se propuso abordar la influencia de la vida útil remanente, que a menudo es más corta que la de las estructuras nuevas, en los coeficientes parciales y en el nivel de fiabilidad requerido para las estructuras existentes.

En este capítulo, se resumen los logros alcanzados en el cumplimiento de los objetivos propuestos (Apartado 7.2). También se incluyen las conclusiones relativas a los principios y criterios expuestos para la modificación de los coeficientes parciales (Apartado 7.3). En el Apartado 7.4 se enumeran las principales aportaciones de este estudio y, finalmente, en el Apartado 7.5 se describen brevemente algunas propuestas para el desarrollo de trabajos futuros que complementarían el alcance de los llevados a cabo en esta tesis.

7.2 Desarrollo y resultados

Evaluación de la seguridad estructural

La primera tarea propuesta para el desarrollo de esta tesis consistía en la revisión de la bibliografía existente relacionada con los temas relevantes para el desarrollo del trabajo de investigación. Los resultados de esta revisión se recopilan en el Capítulo 2. Los temas abordados incluyen: los conceptos básicos de la seguridad estructural, el tratamiento de las incertidumbres, los métodos para evaluar la fiabilidad estructural, los valores objetivo del índice de fiabilidad, la fiabilidad dependiente del tiempo y la aplicación del método de los coeficientes parciales a la evaluación de estructuras existentes.

Metodología

La actualización de la información relativa a una variable a través de la colección de datos específicos, cuyo objetivo consiste en la reducción de las incertidumbres asociadas a esta variable, influye no solamente en su valor representativo, sino también en el valor del coeficiente parcial que tiene en cuenta las incertidumbres asociadas a esta variable. La estimación de la influencia del cambio de la información en los coeficientes parciales es una tarea más compleja. En el Capítulo 3 de este trabajo se establecieron las herramientas necesarias para cuantificación de este cambio y la aplicación del método de los coeficientes parciales a la evaluación de las estructuras existentes. Esto incluye la revisión de las diferentes propuestas encontradas en la literatura para el ajuste de los coeficientes parciales a emplear en la evaluación estructuras existentes. Teniendo en cuenta lo anterior, se define un formato de coeficientes parciales para determinar los valores de verificación de las

acciones y de la resistencia que difiere del adoptado habitualmente en las normas para el dimensionado de estructuras, tal como el establecido en los Eurocódigos [EN 1990, 2002], pero que resulta más adecuado a efectos de la evaluación y es compatible con el propuesto en la Especificación Técnica [CEN/TS 17440, 2020].

Herramientas prácticas

En el Capítulo 4 se exponen los resultados de la aplicación de la metodología bayesiana para obtener expresiones para las distribuciones predictivas *a posteriori* y los valores actualizados de los parámetros de las distribuciones más comunes de las variables básicas, tanto para la resistencia como para las acciones. Los desarrollos realizados y los resultados obtenidos son los siguientes:

- Inicialmente, se deducen las distribuciones *a posteriori* para las variables con distribución *a priori* Normal. Se consideran para ello tres casos: el primero es el caso general, cuando el valor medio y la desviación típica de la variable son desconocidos, el segundo cuando el primero es conocido y la segunda desconocida, y el tercero, a la inversa. En cada caso se obtienen, las expresiones para la distribución predictiva *a posteriori* de los parámetros y para la misma variable. A partir de la primera se deducen las ecuaciones para calcular los parámetros actualizados (valor medio y desviación típica), y de la segunda para el valor característico actualizado de la variable.
- Empleando una transformación logarítmica y aplicando a la variable transformada las relaciones obtenidas para el caso de una distribución *a priori* Normal, se obtienen las expresiones para las distribuciones predictivas *a posteriori* de los parámetros y de la variable, así como para los parámetros actualizados y para el valor característico actualizado, de una variable con distribución *a priori* Lognormal.
- Para las variables con distribución *a priori* de Gumbel se determinan, para el caso en que el parámetro u sea desconocido y el parámetro α conocido, la distribución *a posteriori* del parámetro u , la función predictiva *a posteriori* de la variable y la función de distribución acumulada actualizada de dicha variable. Así mismo, se obtienen las expresiones para los parámetros actualizados u y valor medio. El caso inverso no se considera puesto que no tiene una solución analítica sencilla que permita obtener expresiones simples para sus parámetros.
- Se ilustra la aplicación del procedimiento desarrollado a través del ejemplo de un caso real de evaluación de una estructura existente de hormigón construida a comienzos del siglo XX, para el cual se requería determinar el valor característico y los parámetros actualizados de la distribución del límite elástico del acero, f_{ys} , empleado en su

construcción. Mediante el ejemplo resuelto se comprueba que la combinación de la información previa sobre una variable, con la proveniente de ensayos o mediciones, puede llevarse a cabo de una manera sencilla y práctica.

Para estimar la influencia del cambio de la información acerca de las variables cuyas incertidumbres tienen en cuenta, en el Capítulo 5 se han obtenido expresiones analíticas y representaciones gráficas de los coeficientes parciales en función de los coeficientes de variación y de los índices de fiabilidad objetivo.

Coeficientes parciales y vida útil remanente

En el Capítulo 6 se aborda la problemática de la influencia de la vida útil remanente de una estructura existente en los coeficientes parciales que se emplean en su evaluación, relacionándola, además, con los niveles de fiabilidad requeridos. Con este propósito se han adelantado las siguientes tareas:

- En el Apartado 6.2 se ha obtenido un modelo probabilista para la carga de nieve sobre cubierta para el periodo de referencia básico de un año. Para su deducción se han empleado los datos de los registros de precipitaciones de la red de estaciones meteorológicas españolas. El modelo ha sido optimizado mediante su comparación con otras formulaciones existentes en la literatura.
- Siguiendo las recomendaciones del *Probabilistic Model Code* [JCSS, 2001b], a partir del modelo para el periodo de referencia de 50 años obtenido en estudios previos se ha deducido un modelo probabilista para la sobrecarga de uso para el periodo de referencia básico de cinco años sugerido en el Eurocódigo [EN 1990, 2002].
- Empleando los modelos obtenidos para los periodos de referencia básicos, en el Apartado 6.4 se obtienen unas representaciones de los coeficientes parciales actualizados para la carga de nieve y la sobrecarga de uso en función del periodo de referencia t_{ref} y para valores seleccionados del índice de fiabilidad requerido β_i .

7.3 Conclusiones

En este apartado se resumen las conclusiones más importantes de la tesis que tienen que ver con el procedimiento para la evaluación, la actualización de la información y las herramientas para tener en cuenta su influencia. A continuación, se exponen brevemente las más importantes:

- De la revisión de los trabajos relacionados con los criterios para la adopción de los niveles de seguridad requeridos para las estructuras existentes (Apartado 2.6.6) puede destacarse que dichos criterios se definen normalmente en términos de probabilidades

de fallo o índices de fiabilidad requeridos. Así mismo, que en la mayoría de los casos resulta apropiado considerar un nivel de seguridad más bajo comparado con el indicado en las normas para estructuras nuevas y que los criterios de seguridad aceptados dependen de parámetros como el coste de la seguridad, las consecuencias del fallo o la vida útil remanente. Por último, que para las estructuras existentes se recomienda un incremento de aproximadamente un orden de magnitud en el nivel de riesgo aceptable para las personas comparado con el de una estructura nueva.

- A pesar de la complejidad del tratamiento matemático que implica la aplicación de la metodología bayesiana para la combinación de la información previa disponible con la proveniente de ensayos y mediciones, las expresiones obtenidas para los parámetros de las distribuciones *a posteriori* de las variables, con distribuciones *a priori* del tipo Normal, Lognormal y Gumbel, así como para sus valores característicos actualizados, son suficientemente sencillas y fáciles de emplear.
- Mediante la aplicación del procedimiento desarrollado a un caso real puede comprobarse el efecto de la información previa en la variación del valor característico y en los parámetros de la distribución *a posteriori* de la variable estudiada. Según el caso, este efecto puede reflejarse en el aumento o disminución de uno o de otros, pero, en cualquier caso, puede considerarse siempre positivo puesto que permite reducir las incertidumbres asociadas a las variables que intervienen en el proceso de evaluación.
- Las expresiones analíticas que permiten la actualización de los valores característicos de las variables y de los correspondientes coeficientes parciales se ajustan al formato de coeficientes parciales propuesto y coinciden con el desglose de las variables cuyas incertidumbres tiene en cuenta cada coeficiente parcial. Las representaciones gráficas por su parte, facilitan la incorporación de la información actualizada acerca de cada una de las variables, a la vez que permiten obtener de forma sencilla y práctica el valor del coeficiente parcial actualizado.
- El procedimiento de evaluación con modelos actualizados abarca todos los pasos necesarios para la verificación de la seguridad de una estructura existente en el marco de una evaluación por fases, desde la evaluación estadística de los resultados de la campaña de adquisición de datos hasta la verificación de la condición de seguridad expresada a través de la función de estado límite.
- Al representar las incertidumbres mediante variables aleatorias, los modelos deducidos para la carga de nieve sobre cubierta y para la sobrecarga, son aptos para aplicaciones prácticas.

- Puesto que ha sido obtenido a partir de registros meteorológicos, el modelo para la carga de nieve sobre cubierta representa las características físicas de esta variable. El modelo, caracterizado por un coeficiente de sesgo bajísimo ($S_{qs,1} = 0.09$) y una dispersión altísima ($V_{qs,1} = 2.25$), parece *a priori* bastante verosímil, si se tiene en cuenta que las precipitaciones en forma de nieve que se registran en las diferentes zonas climáticas de España, en altitudes, A , menores a las máximas, $A_{\max}$, definidas en el CTE [CTE DB SE-AE, 2006], suelen ser esporádicas.
- Aunque cumple solo parcialmente con las propiedades de la distribución estadística mediante la cual se representa, y está basado en datos de precipitaciones en España, el modelo para la carga de nieve sobre cubierta para $t_{\text{ref}} = 1$ año permite obtener resultados compatibles con los del modelo para $t_{\text{ref}} = 50$ años y, además, comparables con los de otros países europeos.
- Al estar basado en un modelo deducido a partir de la información proveniente del *JCSS Probabilistic Model Code* [JCSS, 2001b], que a su vez está contrastada empíricamente, el modelo para la sobrecarga también representa las características físicas de dicha variable.
- Las representaciones obtenidas en el Apartado 6.4 permiten determinar valores reducidos de los coeficientes parciales a partir de combinaciones de índices de fiabilidad requeridos y periodos de referencia menores que los establecidos en las normativas para estructuras nuevas.

7.4 Principales aportaciones

En el presente trabajo se han llevado a cabo una serie de desarrollos que pueden considerarse como novedosos. Dichas aportaciones están relacionadas con los objetivos propuestos en el Apartado 1.4 y se han descrito detalladamente en cada uno de los capítulos y apartados correspondientes. A continuación, se resumen las más relevantes:

- La adopción de un formato de coeficientes parciales para la evaluación de las estructuras existentes de hormigón armado. Su adopción resulta original por la manera como se desglosan las variables cuyas incertidumbres tiene en cuenta cada coeficiente parcial, lo cual hace que resulte más apropiado a efectos de una evaluación estructural que el formato habitual según las normas para el dimensionado de estructuras de nueva construcción [EN 1990, 2002] y, además, es compatible con el propuesto en la Especificación Técnica [CEN/TS 17440, 2020].
- El desarrollo de un procedimiento para la combinación de la información previa disponible acerca de la estructura con la proveniente de resultados y mediciones. Lo

novedoso del procedimiento desarrollado es que a diferencia de otros procedimientos similares, como el incluido en la norma [ISO 2394, 2015], y aunque se basa en una metodología conocida y ampliamente aplicada, permite obtener expresiones sencillas, y de fácil aplicación práctica, para la actualización, no solamente de los parámetros de los modelos probabilistas de las variables básicas con las funciones de distribución más comúnmente empleadas, sino también de sus valores característicos.

- La deducción de expresiones analíticas sencillas que permiten la actualización de los valores característicos de las variables y de los correspondientes coeficientes parciales tanto para las acciones como para la resistencia, Apartados 5.2.2 y 5.2.3, respectivamente, así como la representación gráfica de dichos coeficientes parciales, a partir de parámetros adimensionales y unitarios, en el caso del coeficiente de sesgo, son aportaciones importantes.
- La definición de un procedimiento completo para la verificación de la seguridad de una estructura existente (Apartado 5.3), que incorpora el formato de verificación adoptado, la metodología para la combinación de la información establecida y las herramientas desarrolladas, que permiten tener en cuenta la influencia de la información actualizada sobre las variables, resulta esencial.
- La deducción de un modelo probabilista para la carga de nieve sobre cubierta (Apartado 6.2) para el periodo de referencia básico de un año resulta novedosa en cuanto al tratamiento de los datos meteorológicos disponibles, así como en la optimización del modelo para que los resultados que resulten de su aplicación permitan llegar a conclusiones que se puedan hacer extensivas a diferentes países europeos y no solamente a España.

7.5 Trabajos futuros

Aspectos generales

Debido a la amplitud y variedad de temas que abarca el campo de la evaluación de estructuras existentes, en el marco del presente estudio no ha sido posible considerar todos los aspectos relacionados con él y, por tanto, ha sido necesario limitar su alcance. Las limitaciones asumidas para el desarrollo de la tesis se especifican en el Apartado 1.3. Teniendo en cuenta estas limitaciones se resumen, a continuación, los aspectos más relevantes que sería necesario abordar en el futuro para complementar este trabajo.

Análisis no lineal. Coeficiente parcial global

La aplicación de los métodos de análisis no lineal a la evaluación de estructuras existentes no se aborda en este trabajo debido, por una parte, a su complejidad y, por otra, a que para su aplicación se requiere contar con coeficientes parciales globales que permitan determinar el valor de cálculo (verificación) de la capacidad resistente global del sistema. La utilización de valores preestablecidos para estos coeficientes parciales no resulta viable, particularmente en el caso de las estructuras existentes, debido a la dificultad de clasificarlas en categorías predeterminadas. La obtención de los coeficientes parciales globales mediante métodos analíticos es compleja, por lo cual es necesario recurrir al análisis no lineal mediante métodos numéricos como el de los elementos finitos. Desarrollos futuros son necesarios para la determinación de los coeficientes parciales globales mediante estos métodos. Otro aspecto a tener en cuenta en los trabajos futuros es la cuantificación de las incertidumbres asociadas a los modelos para determinar la capacidad resistente global del sistema.

Situaciones accidentales

El alcance del presente trabajo se ha limitado a estructuras de edificación sometidas a situaciones persistentes. Sin embargo, es necesario ampliar su alcance a las situaciones accidentales. En la actualidad existen algunos desarrollos orientados a cuantificar los riesgos para las personas asociados con el colapso de las estructuras de edificación sometidas a este tipo de acciones, no obstante, es necesario complementarlos y con base en ellos determinar, por ejemplo, valores para los niveles de fiabilidad requeridos para las estructuras existentes sometidas a este tipo de acciones.

Criterios económicos

Los desarrollos llevados a cabo en este trabajo se basan en los requisitos de seguridad para las personas. Aunque la seguridad de las personas resulta el argumento decisivo para la reducción de los coeficientes parciales como consecuencia de la reducción en el periodo de servicio previsto, en la definición de coeficientes parciales para periodos de servicio futuro reducidos también deberían considerarse los argumentos económicos. Por este motivo, en trabajos futuros deberían estudiarse enfoques que permitan tener en cuenta los aspectos económicos en la adopción de criterios para la modificación de los coeficientes parciales en función del periodo de servicio previsto.

Puentes

Tal como se ha indicado en el Apartado 1.1, un gran porcentaje de los puentes de carretera en países como Alemania o Francia, están en mal estado o han alcanzado el fin de

su periodo de servicio previsto por lo cual requieren de la evaluación de su seguridad. Aunque en España este porcentaje es aún muy bajo, parece evidente que hacia el futuro sería necesario contar con herramientas que faciliten su evaluación. Particularmente, sería necesario contar con modelos adecuados para tener en cuenta, por ejemplo, los aumentos en las cargas de tráfico, así como criterios para establecer los niveles de fiabilidad requeridos y/o para la adopción de periodos de servicio menores para los puentes existentes que los establecidos para estructuras nuevas.

Procesos de deterioro

Los procesos de deterioro se han excluido del desarrollo de esta tesis debido, fundamentalmente, a que por falta de datos experimentales no se cuenta con los modelos adecuados para la determinación de la resistencia de estructuras deterioradas por procesos como la corrosión, considerada como el principal mecanismo de deterioro en las estructuras de hormigón armado. Por lo tanto, son necesarios estudios futuros, preferentemente experimentales, que posibiliten desarrollar modelos para determinar la resistencia y calibrar los correspondientes coeficientes parciales. Así mismo, se hace necesario definir valores alternativos para los niveles de fiabilidad requeridos para la verificación de los denominados *condition limit states* de estructuras existentes, en comparación con los de las estructuras nuevas, cuando se consideren, por ejemplo, vidas útiles remanentes más cortas que las previstas para las nuevas, u otros factores.

Referencias

- [ACHE, 2019] ACHE, *Monografía M-33, Evaluación de Estructuras de Hormigón Armado*, 300 pages, Asociación Española de Ingeniería Estructural, ACHE, Madrid, 2019, ISBN 978-84-89670-08-2.
- [Allen, 1993] Allen, D. E., Safety Criteria for Evaluation of Existing Structures, In: *IABSE Colloquium on Remaining Structural Capacity*, Copenhagen, pp. 77-84, 1993.
- [Allix, 2019] Allix, G. (2019) *Au moins 25 000 ponts en France sont « en mauvais état structurel*, *Le Monde*, Available: https://www.lemonde.fr/economie/article/2019/06/27/au-moins-25-000-ponts-en-france-presentent-des-problemes-de-securite_5482062_3234.html.
- [Brühwiler, 1995] Brühwiler, E., From design to "Examineering", *Structural Engineering International*, Vol. 5(2), 1995, ISSN 1016-8664, <https://doi.org/10.2749/101686695780601321>.
- [Busch, 2018] Busch, J. (2018) *Das sind Deutschlands kaputte Brücken*, *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, Available: <https://www.faz.net/aktuell/wirtschaft/viele-probleme-beim-renovieren-deutscher-bruecken-15739135.html>.
- [Caspeele et al., 2013] Caspeele, R., Sykora, M., Alaix, D. L. and Steenbergen, R., The Design Value Method and Adjusted Partial Factor Approach for Existing Structures, *Structural Engineering International*, Vol. 23(4), pp. 386-393, 2013, <https://doi.org/10.2749/101686613X13627347100194>.
- [CEN/TC 250, 1996] CEN/TC 250, *Background document to CEN-ENV-1991-1-1 Basis of design (2nd draft)*, Report Eurocode 1.1 project team, European Committee for Standardization, CEN, 1996.
- [CEN/TS 17440, 2020] CEN/TS 17440:2020, *Technical Specification - Assessment and retrofitting of existing structures*, European Committee for Standardization, CEN, Brussels, 2020.
- [CIB 259, 2001] CIB 259, *Risk Assessment and Risk Communication in Civil Engineering*, Vrouwenvelder, T., Holicky, M., Tanner, P., Lovegrove, R. and Canisius, G., (eds.),

- International Council for Research and Innovation in Building and Construction, CIB, Publication 259, 62 pages, Rotterdam, 2001, ISBN 90-6363-026-3.
- [Cornell, 1969] Cornell, C. A., A Probability-Based Structural Code, *ACI Journal Proceedings*, Vol. 66(12), pp. 974-985, 1969, DOI: 10.14359/7446.
- [CTE DB SE-AE, 2006] CTE DB SE-AE, *Código Técnico de la Edificación - Documento Básico: Seguridad Estructural - Acciones en la Edificación*, Ministerio de Fomento, Madrid, 2006.
- [CTE DB SE, 2009] CTE DB SE, *Código Técnico de la Edificación - Documento Básico: Seguridad Estructural*, Ministerio de Fomento, Madrid, 2009.
- [Diamantidis and Bazzurro, 2007] Diamantidis, D. and Bazzurro, P., Safety acceptance criteria for existing structures, In: *Workshop on risk acceptance criteria for existing structures*, Stanford University, USA, 2007.
- [Diamantidis, 2009] Diamantidis, D., Reliability Differentiation, In: Holicki, M., (ed.) *Load effects on buildings - Guidebook 1, Leonardo Da Vinci Project CZ/08/LLP-LdV/TOI/134020*, pp. 48-61, Prague, 2009, ISBN 978-80-01-04468-1.
- [Diamantidis et al., 2012] Diamantidis, D., Holicky, M., Vrouwenvelder, T., Croce, P., Tanner, P., Lara, C., Arteaga, A., Toprak, M., Inel, M. and Senel, S. M., *Innovative Methods for the Assessment of Existing Structures*, CTU, 148 pages, Prague, 2012, ISBN 978-80-01-05115-3.
- [Doll, 2019] Doll, N. (2019) *Trotz Milliardeninvestitionen ächzen Deutschlands Brücken, Welt*, Available: <https://www.welt.de/wirtschaft/article187446704/Infrastruktur-Indiesem-miesen-Zustand-sind-Deutschlands-Bruecken.html>.
- [Dorffmeister, 2019] Dorffmeister, L. (2019) *Briefing on European Construction, About the German renovation market*, Available: https://www.euroconstruct.org/ec/blog/2019_07.
- [EAE, 2011] EAE 2011, *Instrucción de Acero Estructural*, Secretaría General Técnica, Ministerio de Fomento, Madrid, 2011.
- [EHE-08, 2008] EHE-08, *Instrucción de Hormigón Estructural*, Ministerio de Fomento, Madrid, 2008.

- [EN 1990, 2002] EN 1990:2002, *Eurocode - Basis of structural design*, European Committee for Standardization, CEN, Brussels, 2002.
- [EN 1991-1-1, 2002] EN 1991-1-1:2002, *Eurocode 1: Actions on structures. Part 1-1: General actions. Densities, self-weight, imposed loads for buildings*, European Committee for Standardization, CEN, Brussels, 2002.
- [EN 1992-1-1, 2004] EN 1992-1-1:2004, *Eurocode 2: Design of concrete structures. Part 1-1: General rules and rules for buildings*, European Committee for Standardization, CEN, Brussels, 2004.
- [European Comission, 2019] European Comission (2019) *European Construction Sector Observatory. Country profile Spain*.
- [European Parliament, 2016] European Parliament (2016) *Directorate general for internal policies policy department a: Economic and scientific policy, Boosting Building Renovation: What potential and value for Europe?* Madrid.
- [fib, 2016] fib, *Bulletin 80 Partial Factor Methods for Existing Concrete Structures*, Fédération Internationale du Béton, 129 pages, Lausanne, 2016, ISBN 978-2-88394-120-5.
- [fib, 2018] fib, *Safety and performance concept. Reliability assessment of concrete structures*, Fédération Internationale du Béton, 357 pages, Lausanne, 2018, ISBN 978-2-88394-126-7.
- [Gino et al., 2019] Gino, D., Castaldo, P., Bertagnoli, G., Giordano, L. and Mancini, G., Partial factor methods for existing structures according to fib Bulletin 80: Assessment of an existing prestressed concrete bridge, *Structural Concrete*, Vol., 2019, ISSN 1464-4177, <https://doi.org/10.1002/suco.201900231>.
- [Gumbel, 1958] Gumbel, E. J., *Statistics of extremes*, Columbia University Press, New York, 1958, ISBN 978-0-486-43604-3.
- [Hasofer and Lind, 1974] Hasofer, A. M. and Lind, N. C., Exact and Invariant Second Moment Code Format, *Journal of the Engineering Mechanics Division ASCE*, Vol. 100(1), pp. 111-121, 1974.
- [Hingorani et al., 2020] Hingorani, R., Tanner, P. and Lara Sarache, C., *Plan de Empresa. Proyecto de Spin-off IDEM Informed Decision Making*, Programa de Aceleración Dinamiza. Consejo Superior de Investigaciones Científicas, CSIC, 2020.

- [Holicky and Markova, 2012] Holicky, M. and Markova, J., Probabilistic Assessment, In: Diamantidis, D. and Holicki, M., (eds.) *Innovative methods for the Assessment of existing structures, Leonardo Da Vinci Pilot Project CZ/11/LLP-LdV/TOI/134005*, pp. 51-74, Prague, 2012, ISBN 978-80-01-05115-3.
- [Holicky et al., 2018] Holicky, M., Diamantidis, D. and Sykora, M., Reliability levels related to different reference periods and consequence classes, *Beton- und Stahlbetonbau*, Vol. 113(S2), pp. 22-26, 2018, ISSN 0005-9900, <https://doi.org/10.1002/best.201800039>.
- [Holický et al., 2009] Holický, M., Markova, J., Sýkora, M., Arteaga, Á., De Diego, A., Alzate, A., Diamantidis, D., Vrouwenvelder, A. C. W. M. and Croce, P., *Guidebook 1: Load Effects on Buildings*, 214 pages, Prague, 2009, ISBN 978-80-01-04468-1.
- [INE, 2011] INE (2011) *Instituto Nacional de Estadística*, Available: <https://www.ine.es/>.
- [ISO 2394, 1998] ISO 2394:1998(E), *General Principles on Reliability for Structures*, International Organization for Standardization, ISO, Geneva, 1998.
- [ISO 2394, 2015] ISO 2394:2015(E), *General Principles on Reliability for Structures*, International Organization for Standardization, ISO, Geneva, 2015.
- [ISO 13822, 2001] ISO 13822:2001, *Basis for design of structures - Assessment of existing structures*, International Organization for Standardization, ISO, Geneva, 2001.
- [ISO 13822, 2010] ISO 13822:2010(E), *Basis for design of structures - Assessment of existing structures*, International Organization for Standardization, ISO, Geneva, 2010.
- [ITeC, 2019] ITeC (2019) *Sumario del informe Euroconstruct de invierno. Diciembre de 2019*, Available: <https://itec.es/servicios/estudios-mercado/euroconstruct-sumario-ultimo-informe/>.
- [Izquierdo, 2002] Izquierdo, D., *Bases de diseño para un tratamiento probabilista de los procesos de corrosión de la armadura en el hormigón*, Tesis Doctoral, Universidad Politécnica de Madrid, Escuela Técnica Superior de Caminos, Canales y Puertos, 2002.
- [JCR, 2015] JCR, *Science and Policy Report, New European technical rules for the assessment and retrofitting of existing structures*, 126 pages, European Commission, Joint Research Centre, JRC, Ispra, 2015, ISBN 978-92-79-46022-7, DOI: 10.2788/052881.

- [JCSS, 2001a] JCSS, *Probabilistic assessment of existing structures*, Diamantidis, D., (ed.), Joint Committee on Structural Safety, RILEM Publications S. A. R. L., 176 pages, 2001a, ISBN 2-912143-24-1.
- [JCSS, 2001b] JCSS, *Probabilistic Model Code*, Joint Committee on Structural Safety, Lyngby, 2001b.
- [López Agüí, 2004] López Agüí, J. C., Tratamiento de la información Compilada para la Evaluación de una Estructura Existente, In: *Seminario S10, Evaluación de Estructuras Existentes, CEMCO XVI*, IETCC, Madrid, 2004.
- [López Agüí, 2007] López Agüí, J. C., *Tratamiento de la información Compilada para la Evaluación de una Estructura Existente*, Documento en borrador, Madrid, 2007.
- [Meinen and Steenbergen, 2018] Meinen, N. E. and Steenbergen, R. D. J. M., Reliability levels obtained by Eurocode partial factor design - A discussion on current future reliability levels, *HERON*, Vol. 63(3), pp. 243-301, 2018, ISSN 0046-7316.
- [Melchers, 1999] Melchers, R. E., *Structural Reliability Analysis and Prediction*, 2nd. ed., John Wiley & Sons Ltd., 437 pages, Chichester, England, 1999, 0-471-98771-9.
- [Mesones, 2018] Mesones, J. (2018) *España presume de puentes, pese a las bajas inversiones*, *El Economista*, Available: <https://www.eleconomista.es/empresas-finanzas/noticias/9450371/10/18/espasa-presume-de-puentes--pese-a-las-bajas-inversiones-.html>.
- [Morata et al., 2004] Morata, A., Tanner, P. and Almarza, C., *Evaluación de extremos meteorológicos aplicados al Código Técnico de la Edificación*, Dirección General del Instituto Nacional de Meteorología, Ministerio de Medio Ambiente, Nota Técnica, 43 pages, Madrid, 2004, ISBN 84-8320-273-5.
- [Nathwani et al., 1997] Nathwani, J. S., Lind, N. C. and Pandey, M. D., *Affordable Safety by Choice: The Life Quality Method*, Institut for Risk Research, University of Waterloo, Waterloo, Canada., Institut for Risk Research, University of Waterloo, Waterloo, Canada., 1997.
- [Rosenblatt, 1952] Rosenblatt, M., Remarks on multivariate transformation, *The Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 23, pp. 470-472, 1952.
- [SAKO, 1999] SAKO (1999) *SAKO Joint Nordic Group for Structural Matters, Basis of Design of Structures - Proposals for Modification of Partial Safety Factors in*

- Eurocodes*. Nordic Committee on Building Regulations, NKB, and Nordic Standardization in the Construction Field, INSTA-B. NKB Committee and Work Reports 1999:01 E. Oslo, ISBN 91-7147-547-8.
- [Schneider, 1997] Schneider, J., *Introduction to safety and reliability of structures*, Structural Engineering Documents, No. 5, International Association for Bridge and Structural Engineering, IABSE, Zürich, 1997.
- [Scholten C. et al., 2004] Scholten C. et al., *Reliability-Based Classification of the Load Carrying Capacity of Existing Bridges*, Road Directorate, Ministry of Transport, Denmark, 2004.
- [SIA 269, 2011] SIA 269, *Grundlagen zur Erhaltung von Tragwerken*, Schweizerische Ingenieur- und Architektenverein, SIA, Zürich, 2011.
- [Steenbergen and Vrouwenvelder, 2010] Steenbergen, R. D. J. M. and Vrouwenvelder, A. C. W. M., Safety philosophy for existing structures and partial factors for traffic loads on bridges, *HERON*, Vol. 55(2), pp. 123-139, 2010, ISSN 0046-7316.
- [Steenbergen et al., 2012] Steenbergen, R. D. J. M., De Boer, A. and Van der Veen, C., Calibration of partial factors in the safety assessment of existing concrete slab bridges for shear failure, *HERON*, Vol. 57(1), pp. 55-68, 2012, ISSN 0046-7316.
- [Steenbergen et al., 2015] Steenbergen, R. D. J. M., Sykora, M., Diamantidis, D., Holicky, M. and Vrouwenvelder, A. C. W. M., Economic and human safety reliability levels for existing structures, *Structural Concrete*, Vol. 16(3), pp. 323-332, 2015.
- [Tanner et al., 2011] Tanner, Lara, C. and Morata Gasca, A., Modelado de fenómenos meteorológicos extremos a efectos del análisis estructural, In: *V Congreso de ACHE, Comunicaciones*, Madrid, 2011, ISBN 978-84-89670-73-0.
- [Tanner, 1999] Tanner, P., Fiabilidad Estructural. ¿Un Criterio de Maastricht?, In: *Técnicas Avanzadas de Evaluación Estructural, Rehabilitación y Refuerzo de Estructuras, Jornadas Técnicas, IECA*, Levante, Valencia, 1999.
- [Tanner, 2003] Tanner, P., Nuevos desafíos para puentes antiguos. La ampliación del puente arco de Elche de la Sierra, *Cemento Hormigón*, Vol. 852, pp. 132-145, 2003, ISSN 0008-8919.

- [Tanner et al., 2007] Tanner, P., Lara, C. and Hingorani, R., Seguridad estructural. Una lucha con incertidumbres, *Hormigón y Acero*, Vol. 245, pp. 59-78, 2007, ISSN 0439-5689.
- [Tanner and Hingorani, 2010] Tanner, P. and Hingorani, R., Development of risk-based requirements for structural safety, In: *Joint IABSE - fib Conference on Codes in Structural Engineering. Developments and Needs for International Practice*, International Association for Bridge and Structural Engineering, Dubrovnik, Croatia, 2010, ISBN: 978-953-7621-05-6.
- [Tanner et al., 2011] Tanner, P., Lara, C. and Prieto, M., Semi-probabilistic models for the assessment of existing concrete structures, In: *Applications of Statistics and Probability in Civil Engineering, ICASP11*, Taylor & Francis Group, London, pp. 1039-1047, 2011, ISBN: 978-0-415-66986-3.
- [Tanner et al., 2014] Tanner, P., Lara, C. and Prieto, M., Analysis of the present condition and deterioration in the main dome over La Laguna cathedral, In: *37th IABSE Symposium Engineering for Progress, Nature and People*, Madrid, 2014.
- [Tanner and Hingorani, 2015] Tanner, P. and Hingorani, R., Acceptable risks to persons associated with building structures, *Structural Concrete*, Vol. 16(3), pp. 314-322, 2015, 14644177, 10.1002/suco.201500012.
- [Tanner, 2016] Tanner, P., *Requisitos de seguridad estructural basados en los riesgos para las personas*, Tesis Doctoral, Universidad Politécnica de Madrid, Escuela Técnica Superior de Ingenieros de Caminos, Canales y Puertos, 2016.
- [Tanner, 2020] Tanner, P. (2020) *Existing structures*. Draft document: CEN/TC250/SC10 Ah-Hoc Group “Reliability Background in the Eurocodes”.
- [Tanner et al., 2020] Tanner, P., Lara, C., Bellod, J. L. and Sanz, D., “The plastic cathedral”: Innovation to extend the service life of a heritage structure, *Structural Concrete*, Vol. 21(4), pp. 1425-1440, 2020, ISSN 1464-4177, <https://doi.org/10.1002/suco.201900365>.
- [TNO, 2014] TNO, Extending the Service Life of Civil Structures. Towards a Shared Innovation Programme, Amsterdam, 2014.
- [Val and Stewart, 2002] Val, D. V. and Stewart, M. G., Safety Factors for Assessment of Existing Structures, *ASCE Journal of Structural Engineering*, Vol. 128(2), pp. 258-265, 2002, [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)0733-9445\(2002\)128:2\(258\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)0733-9445(2002)128:2(258)).

- [Vrouwenvelder and Scholten, 2008] Vrouwenvelder, A. C. W. M. and Scholten, N. (2008) *Veiligheidsbeoordeling bestaande bouw, Achtergrondrapport bij NEN 8700*. TNO Report 2008-D-R0015.
- [Vrouwenvelder and Scholten, 2010] Vrouwenvelder, A. C. W. M. and Scholten, N., Assessment Criteria for Existing Structures, *Structural Engineering International*, Vol. 20(1), pp. 62-65, 2010, <http://dx.doi.org/10.2749/101686610791555595>.
- [Vrouwenvelder, 2012] Vrouwenvelder, A. C. W. M., Target reliability as a function of the design working life, In: *International Forum on Engineering Decision Making (6th IFED Forum)*, Lake Louise, Canada, 2012.
- [Wüpper, 2019] Wüpper, T. (2019) *Züge fahren seit Jahren über abrisssreife Brücken*, *Der Tagesspiegel*, Available: <https://www.tagesspiegel.de/politik/aerger-bei-der-deutschen-bahn-zuege-fahren-seit-jahren-ueber-abrisssreife-bruecken/24688060.html>.