

Precisión en las determinaciones nucleares de la densidad y del contenido de humedad en el proceso de compactación de explanaciones de carreteras

ANDRES GOMEZ PITARCH (*)

RESUMEN. Entre los diversos tipos de error que afectan a las determinaciones nucleares de la densidad y del contenido de humedad, en superficie, se estudia en el presente artículo el debido a las fluctuaciones estadísticas propias de los fenómenos radiactivos, calculándose los valores teóricos de la precisión para una sola determinación de la magnitud que pretendemos medir gracias a la propiedad singular de la distribución de Poisson de que la media y la varianza vienen expresadas por el mismo número.

Se comprueba si los valores hallados para la precisión, en un caso particular, están dentro de las tolerancias que al respecto establecen las normas ASTM.

Finalmente se comentan algunas cuestiones para completar el estudio de la precisión en este tipo de instrumentos.

PRECISION IN NUCLEAR DETERMINATION OF THE DENSITY AND WATER CONTENT IN THE COMPACTION PROCESS OF ROAD EARTHWORKS

ABSTRACT. Among the many types of error that affect the nuclear determination of the density and water content on the surface, this article studies those arising from the statistical variations inherent in radioactive phenomena; calculation is made of the theoretical values of the precision for a single determination of the magnitude that is to be measured thanks to the singular property of Poisson's distribution which states that the average and the variance are expressed by the same number.

Checking is done, to ensure that the values found for the precision, in a specific case, are within the limits admitted by the ASTM regulations.

Finally, some questions are aired in order to complete the study of the precision provided by this type of instrument.

INTRODUCCION

Los instrumentos nucleares para la determinación de densidades y contenidos de humedad, en superficie, se utilizan frecuentemente en las obras de carreteras, sobre todo por la necesidad de adecuar las medidas a la rapidez que exigen las modernas técnicas de construcción.

El objeto del presente y sucesivos artículos es eva-

luar los errores que pueden cometerse partiendo, exclusivamente, de los datos obtenidos en el proceso de calibración. Con ello se pretende mejorar la interpretación de los resultados de las medidas, lo que por otra parte parece oportuno a la vista de las conclusiones del reciente Congreso Mundial de Carreteras de Marrakech sobre la conveniencia de utilizar ensayos no destructivos con preferencia a los clásicos.

Aun cuando el estudio se limita a instrumentos nucleares de la marca Troxler, modelo 3411-B, las conclusiones son válidas, en lo esencial y mientras no se advierta lo contrario, para instrumentos nucleares análogos de otras marcas y modelos.

(*) Licenciado en Ciencias Físicas. Servicio de Tecnología de Carreteras de la Dirección General de Carreteras del MOPT.

EL INSTRUMENTO NUCLEAR TROXLER, MODELO 3411-B

Su descripción y principios básicos de funcionamiento se detallan en el correspondiente manual de instrucciones (1). Es capaz de determinar, simultáneamente, la densidad húmeda y el contenido de humedad. La densidad puede determinarse estando la fuente radiactiva prácticamente en contacto con la muestra (posición de «retrodispersión», a la que nos referimos en adelante como posición $h = 0$), o bien introduciendo la fuente por un orificio practicado en el terreno a profundidades $h = 5, 10, 15, 20, 25$ ó 30 cm (posiciones de «transmisión directa»).

Las ecuaciones de calibración que utiliza el fabricante son:

— Para el canal de densidad (una para cada valor de h):

$$Q = Ae^{-B\rho} - C$$

en donde Q es el cociente entre la velocidad de conteo R (leída en la pantalla del instrumento) en una muestra, y la velocidad de conteo R_0 (leída) utilizando el patrón de referencia que se suministra con el instrumento. A , B y C son las constantes de calibración y ρ , la densidad.

— Para el canal de humedad (en que sólo es posible la posición $h = 0$).

$$Q = E + Fw$$

siendo Q el cociente de velocidades de conteo, E y F las constantes de calibración y w el contenido de humedad.

IDENTIFICACION DE LOS TIPOS DE ERROR

Nuestras determinaciones vendrán afectadas por diversos tipos de error ya identificados en algunas publicaciones y cuyas causas se mencionan a continuación:

- Inestabilidades o deriva del sistema de detección y medida del instrumento.
- Progresiva disminución de la actividad de las fuentes radiactivas (sobre todo en el canal de densidad).
- Fluctuaciones propias de los fenómenos radiactivos.
- Composición química de la muestra.
- Irregularidades de la superficie de la muestra.
- Proceso de calibración.
- Técnicas de calibración inadecuadas.
- Incumplimiento de las recomendaciones del manual de instrucciones.

Los efectos producidos por (a) y (b) se evitan, prácticamente, empleando el cociente de velocidades de conteo, al que ya hemos hecho referencia. Las técnicas de calibración se han perfeccionado ya lo suficiente como para no tener que preocuparnos de los errores debidos a

la causa (g). Por última, los errores groseros (h) debidos al operador se supondrán despreciables ya que pueden ser detectados con facilidad.

Nos ocuparemos, pues, de los errores debidos a las causas (c), (d), (e) y (f) y, concretamente en este artículo, del primero de éstos.

EVALUACION DE LA PRECISION

La precisión de un instrumento es una medida de su capacidad para reproducir la misma lectura cuando se repiten las determinaciones en circunstancias idénticas y se estima, como sabemos, a partir de la raíz cuadrada de la cuasivarianza muestral

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

siendo x_i los valores obtenidos en n determinaciones de la magnitud, sucesivamente y en idénticas condiciones, y \bar{x} la media aritmética.

Ahora bien, con los instrumentos nucleares se lleva a cabo, con mucha frecuencia, una sola determinación de la magnitud, lo que implica, claro está, la imposibilidad de obtener una estimación de la precisión a partir de los resultados. Veamos, sin embargo, que la propia naturaleza de los fenómenos radiactivos nos va a permitir resolver el problema.

Es bien conocido el hecho de que la desintegración radiactiva es un fenómeno aleatorio que sigue una distribución de Poisson cuando el número de átomos desintegrados no se altera de modo apreciable durante el intervalo de tiempo en que se realizan las medidas. Por otra parte, cuando el número de átomos desintegrados es suficientemente grande, la distribución de Poisson puede aproximarse por una distribución normal. Entonces, en el caso que nos ocupa, y puesto que se cumplen sobradamente los dos supuestos mencionados, podremos hacer uso de las propiedades de ambas distribuciones.

La respuesta a la radiación de cualquier sistema de detección o conteo es, asimismo, una variable aleatoria que sigue una distribución de Poisson siempre que se cumplan una serie de condiciones, especialmente cuando la alta tensión de alimentación de los tubos detectores está convenientemente ajustada. Debido al progresivo envejecimiento de los tubos, habrá que proceder periódicamente al ajuste mencionado y, desde luego, preceptivamente, antes de cualquier recalibración y cuando se hayan sustituido los tubos por otros nuevos.

Decir que un instrumento es estable en un momento dado es tanto como decir que el conteo sigue una ley de Poisson. Existen procedimientos aproximados, y algunos de ellos rápidos, para comprobar si una distribución es o no «poisoniana» para un tamaño muestral relativamente pequeño (2), pero el método más apropiado con-

siste en utilizar el estadístico χ^2 , como veremos a continuación.

Como consecuencia del teorema de Fisher, resulta que si una distribución es normal de varianza σ^2 y calculamos la cuasivarianza a partir de una muestra de tamaño n , se verifica:

$$(n-1) \frac{s^2}{\sigma^2} \equiv \chi_{n-1}^2$$

Disponemos, pues, de un procedimiento para comprobar si el conteo sigue una ley de Poisson ya que, como hemos dicho, la distribución de Poisson puede aproximarse por una normal.

Considerando la relativa frecuencia con que debe llevarse a cabo esta comprobación, por otra parte conocida como «test» de estabilidad del instrumento, conviene abordar la cuestión con carácter general:

Sabemos que

$$\text{Prob} \left\{ \chi_{(1-\frac{\alpha}{2}) ; (n-1)}^2 \leq (n-1) \frac{s^2}{\sigma^2} \leq \chi_{\frac{\alpha}{2} ; (n-1)}^2 \right\} = 1 - \alpha$$

o, lo que es lo mismo:

$$\text{Prob} \left\{ \frac{(n-1) s^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2} ; (n-1)}^2} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-1) s^2}{\chi_{(1-\frac{\alpha}{2}) ; (n-1)}^2} \right\} = 1 - \alpha$$

siendo α a nivel de significación previamente establecido. Entonces, un intervalo para la estimación de σ^2 , al nivel de confianza $(1 - \alpha)$, será:

$$\left\{ \frac{(n-1) s^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2} ; (n-1)}^2} ; \frac{(n-1) s^2}{\chi_{(1-\frac{\alpha}{2}) ; (n-1)}^2} \right\}$$

y para σ :

$$\left\{ \frac{s \sqrt{n-1}}{\chi_{\frac{\alpha}{2} ; (n-1)}^2} ; \frac{s \sqrt{n-1}}{\chi_{(1-\frac{\alpha}{2}) ; (n-1)}^2} \right\}$$

Como generalmente se toma $\alpha = 0,05$, y $n = 20$, el intervalo para σ resulta ser:

$$\left[s \sqrt{\frac{19}{32,8523}} ; s \sqrt{\frac{19}{8,9065}} \right]$$

, es decir, $[0,76 s ; 1,46 s]$

Hay que hacer, no obstante, dos aclaraciones importantes: (a) Aquí hay que considerar conteos reales para lo que hay que multiplicar los conteos leídos en la pantalla por un factor K , que, en nuestro caso es 16, tanto para el canal de densidad como para el de humedad. (b) Si el conteo no resulta ser «poissoniano», no debemos olvidar que existe una probabilidad no despreciable (5 %) de que en realidad sí lo sea, aún cuando ello no se deduzca del «test» de estabilidad realizado. Se recomienda por tanto, en este caso, volver a repetir el proceso tomando 20 nuevos conteos y si no se pasa el «test» habrá que tomar las medidas necesarias para lograrlo y determinar, después, un nuevo valor para los conteos estándar R_c .

Ejemplo: Se han tomado 20 conteos de un minuto con un instrumento nuclear Troxler, modelo 3411-B, sobre su patrón de referencia, resultando, para el canal de densidad, las siguientes lecturas:

2400-2379-2379-2410-2412-2388-2376-2387-
2410-2394-2402-2390-2391-2393-2371-2401-2402-
2375-2395-2407

El valor medio de las lecturas resulta ser 2393,1 y el valor medio del conteo real $2393,1 \times 16$. La cuasivarianza muestral será:

$$s^2 = \frac{1}{19} 2977,80 \times 16^2, \text{ o sea, } s = 200,30$$

y el intervalo $(0,76 s ; 1,46 s)$, será pues $(152,23 ; 292,44)$.

Como una estimación de la varianza, en una distribución de Poisson, es precisamente el valor de la media muestral, resultará:

$$\sigma = \sqrt{2393,1 \times 16} = 195,68$$

cantidad ésta que, al estar comprendida entre los extremos del intervalo, nos permitirá decir, con una confianza del 95 %, que el conteo sigue una ley de Poisson.

Pues bien, hechas estas aclaraciones veamos ya cómo evaluar la precisión de nuestro instrumento conociendo una sola lectura R y sabiendo que (KR) es una variable aleatoria que se distribuye según la ley de Poisson. Calculemos en primer lugar la varianza de Q :

$$V(Q) = \sigma_Q^2 = V\left(\frac{KR}{KR_0}\right) = \frac{1}{K^2 R_0^2} \cdot V(KR) =$$

CONSTANTES DE CALIBRACION				DENSIDADES EN kg/m ³					
h(cm)	A	B x 10 ³	C	1.200	1.500	1.800	2.100	2.400	2.700
0	2,95742	1,1378	-0,05440	5,1	6,1	7,4	9,0	11,0	13,7
5	9,19389	1,0157	0,03324	2,7	3,2	3,7	4,4	5,2	6,1
10	12,05120	1,1466	0,05687	2,3	2,7	3,2	3,8	4,4	5,1
15	13,89688	1,3561	0,02334	2,2	2,6	3,1	3,8	4,5	5,3
20	14,96618	1,6205	-0,00460	2,1	2,6	3,3	4,1	5,1	6,2
25	15,46284	1,8700	-0,00902	2,0	2,7	3,5	4,7	6,3	8,4
30	15,65059	2,1935	-0,01493	2,3	3,2	4,3	5,9	8,1	11,2

TABLA 1. Densidad, σ_ρ , kg/m³.

$$= \frac{KR}{K^2 R_s^2} = \frac{R}{16 R_s^2}$$

Como quiera que aproximadamente se cumple (3):

$$\sigma_\rho^2 = \left(\frac{d\rho}{dQ} \right)^2 \sigma_Q^2 \quad y \quad \sigma_w^2 = \left(\frac{dw}{dQ} \right)^2 \sigma_Q^2$$

teniendo en cuenta las ecuaciones de calibración, se llega fácilmente a las siguientes expresiones:

$$\sigma_\rho = \frac{1}{4B(Q+C)} \sqrt{\frac{Q}{R_s}} ; \quad \sigma_w = \frac{1}{4F} \sqrt{\frac{Q}{R_s}}$$

o bien:

$$\sigma_\rho = \frac{\sqrt{R}}{4B(R+CR_s)} ; \quad \sigma_w = \frac{\sqrt{R}}{4FR_s}$$

Nótese la conveniencia de que R_s sea lo mayor posible para ambos canales, como a buen seguro habrán advertido los fabricantes. En ambos casos, cuanto mayor sea R_s menor será la σ correspondiente y por tanto mayor la precisión.

Calculemos a título de ejemplo, y para determinaciones de un minuto, los valores teóricos de la precisión del instrumento nuclear Troxler, modelo 3411-B, n.º de se-

rie 4100, para una amplia gama de densidades y contenidos de humedad.

Del protocolo de calibración tomamos los siguientes datos:

Conteo estándar (densidad), $R_s = 2751$ c/min.

Conteo estándar (humedad), $R_s = 547$ c/min.

Constantes de calibración (densidad) (véanse en la tabla).

Constantes de calibración (humedad), $E = 0,02559$; $F = 0,12005 \times 10^{-2}$.

Los valores de Q se calculan para cada ρ y w , a partir de las ecuaciones de calibración, resultando para σ_ρ y σ_w los valores que aparecen en las tablas 1 y 2.

Señalemos finalmente que la variación de σ_ρ con ρ (para cada valor de h) y la de σ_w con w , son prácticamente lineales (el cuadrado del coeficiente de correlación de las rectas de regresión es muy próximo a la unidad en todos los casos).

TOLERANCIAS PARA LA PRECISION

La norma ASTM, D-2922 (90), establece que el valor de σ_ρ correspondiente a un instrumento nuclear para la determinación de la densidad, en superficie, no deberá ser mayor que 16 kg/m³ (retrodispersión) ni mayor que 6 kg/m³ (transmisión directa) para una densidad de 2.000 kg/m³.

CONTENIDO DE HUMEDAD EN kg/m ³									
60	120	180	240	300	360	420	480	540	600
2,78	3,67	4,38	4,99	5,53	6,02	6,48	6,91	7,31	7,69

TABLA 2. Humedad, σ_w , kg/m³; h = 0.

Por otra parte, la norma ASTM, D-3017 (88), establece que, para un contenido de humedad de 160 kg/m³, el valor de σ_w deberá ser menor que 4,8 kg/m³.

Es obvio que, a la vista de los resultados obtenidos, el instrumento considerado en este artículo cumple las exigencias de precisión.

CONSIDERACIONES FINALES ACERCA DE LA PRECISION

Podríamos plantearnos tres cuestiones de indudable interés, para completar el estudio de la precisión de las determinaciones realizadas con este tipo de instrumentos:

- 1.ª) ¿Qué diferencia máxima (crítica) podemos esperar, para un nivel determinado de la magnitud, entre dos determinaciones sucesivas y en condiciones de repetibilidad?
- 2.ª) ¿Cómo variarán σ_p y σ_w con el transcurso del tiempo, para un instrumento dado?
- 3.ª) ¿Podremos asignar los valores de σ_p y de σ_w calculados aquí para un instrumento concreto, a todos los demás de la misma marca y modelo?

La primera cuestión es fácilmente abordable si recordamos que se entiende por repetibilidad aquel valor por debajo del cual puede esperarse se encuentre, con una cierta probabilidad, la diferencia de dos resultados de un ensayo obtenidos por el mismo método, en idéntica muestra y en las mismas condiciones (el mismo operador, el mismo instrumento y realizados, además, en un corto intervalo de tiempo). La repetibilidad se suele designar por la letra r , y una estimación de la misma, con una confianza del 95 %, viene dada por (5):

$$r_p = 2,8 \sigma_p \quad ; \quad r_w = 2,8 \sigma_w$$

En la práctica, lo normal será que la diferencia mencionada no supere el valor crítico r ; sin embargo, no hay que olvidar que existe la probabilidad del 5 % del que supere dicho valor, como ya señalábamos al hablar de la estabilidad del instrumento.

La segunda cuestión planteada no puede resolverse con los elementos de que disponemos, por lo que no habrá otro remedio que recurrir a la observación en sucesivas recalibraciones. Desde luego no cabe esperar que la precisión mejore a lo largo de la vida útil del instrumento.

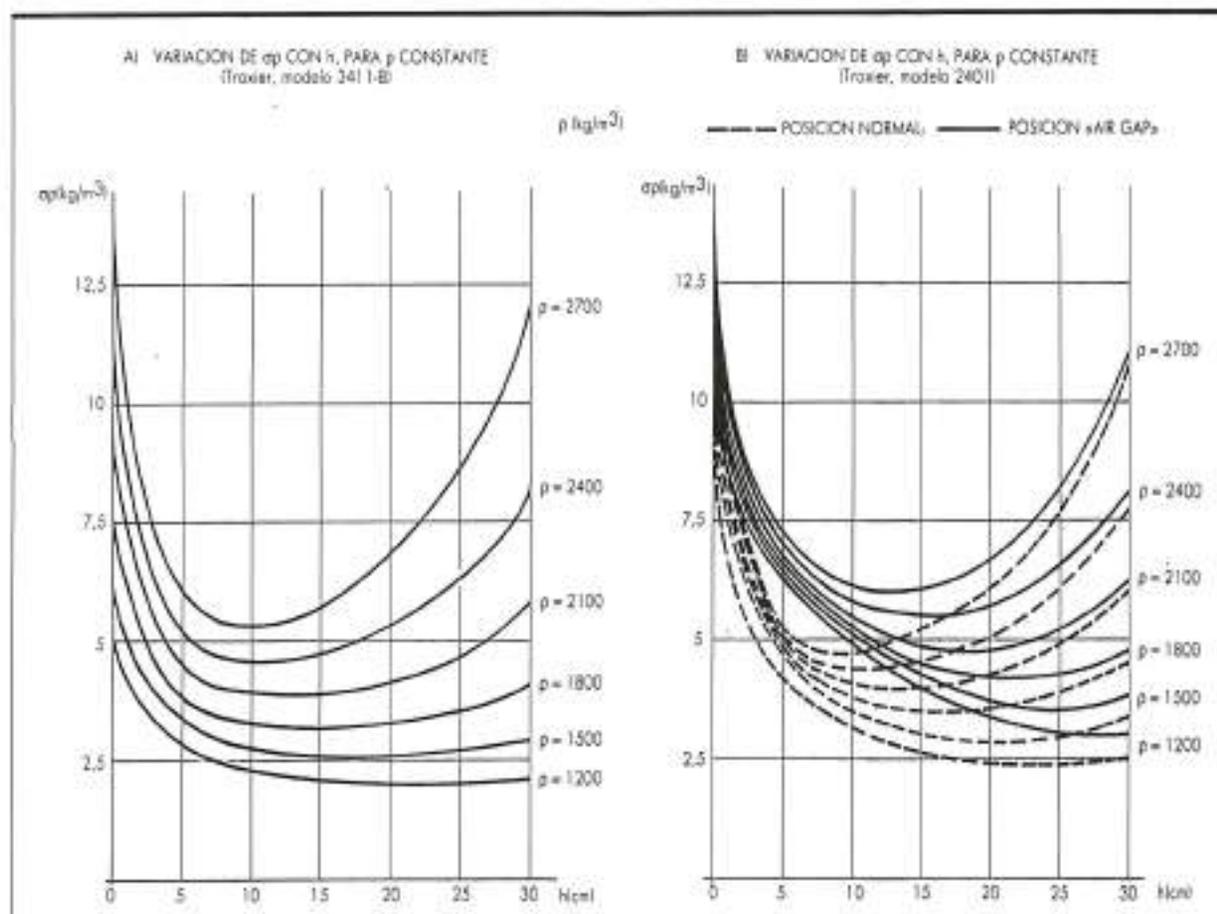


FIGURA 1

Tampoco podemos dar una respuesta a la cuestión tercera en este artículo, con los datos disponibles, pero indicaremos el procedimiento a seguir: Elijamos K instrumentos de la misma marca y modelo y, después de asegurarnos de que están correctamente calibrados, procedamos a medir n veces consecutivas (en condiciones de repetibilidad) la densidad de un bloque homogéneo y de superficie plana y lisa, con cada uno de los instrumentos. Una vez hecho esto, aplicaremos el «test» de Cochran para comprobar si hay o no homocedasticidad (homogeneidad de varianzas) entre los K instrumentos.

Podemos decir al respecto que se ha llevado a cabo esta experiencia con seis instrumentos Troxler, modelo 3411-B, y también con otros seis instrumentos Troxler, modelo 2401, y, en ambos casos, se ha comprobado que sí existe homocedasticidad (para cada modelo por separado, aunque no para el conjunto de los doce instrumentos, como cabía esperar), lo que nos autoriza al menos a conjeturar que, al nivel de confianza elegido, podemos

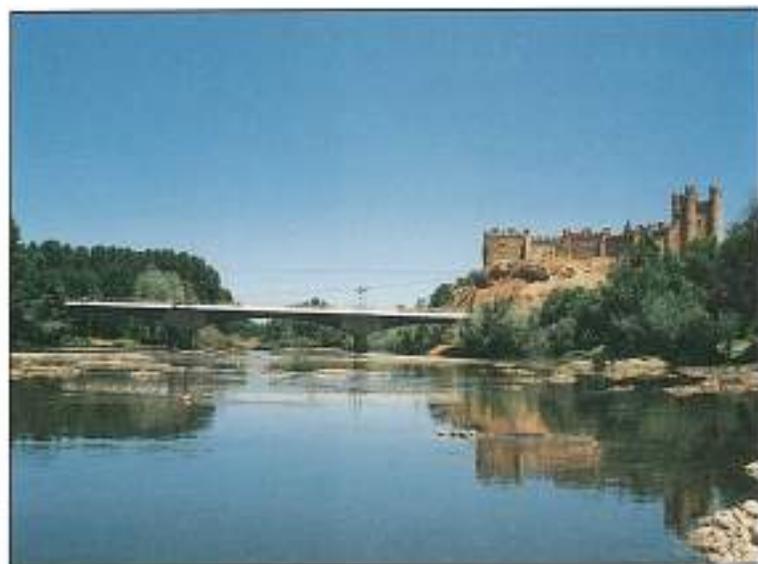
asignar un valor único de σ_p para cada marca y modelo, que sería el valor mancomunado resultante de los valores experimentales (6).

Es de esperar que otro tanto ocurra para el caso de la humedad y, desde luego, habría que repetir la experiencia para otros valores de la magnitud y cubrir, así, la gama de densidades y humedades de interés.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

1. Troxler Laboratories - «3400 Series, Instruction Manuals».
2. EVANS, R. D. (1982). «The Atomic Nucleus». McGraw-Hill.
3. SCHEFFE, H. (1959). «The Analysis of Variance». Wiley.
4. Troxler Laboratories - «2400 Series, Instruction Manuals».
5. ISO - International Standard, 5725 - 1986 (E).
6. GOMEZ PITARCH, A. (1988). «El error experimental en la determinación de la densidad por métodos nucleares». Memoria fin de estudios. Instituto Universitario de Estadística e Investigación Operativa. Universidad Complutense de Madrid.

Puente de Valencia de Don Juan



El Puente de Valencia de Don Juan fue construido en 1910 por el Ingeniero D. José Eugenio Ribera, siguiendo técnicas novedosas para su época.

El transcurso de los años ha hecho que este puente adquiera valor histórico mientras que tanto su calidad arquitectónica como su emplazamiento, sobre el río Esla bajo el Castillo de Valencia de Don Juan le han hecho merecedor de ser considerado patrimonio cultural.

Esta es la razón de que la Consejería de Fomento de la Junta de Castilla y León se planteara su ampliación. Su Dirección Gral. de Carreteras, consciente de los valores Históricos, Culturales y Paisajísticos en juego y preocupada por su salvaguarda y mejora, acometió su realización respetando al máximo las formas de la obra existente y poniendo especial énfasis en el mantenimiento y adecuación al entorno.

PROMOTORA



**Junta de
Castilla y León**

**Consejería de Fomento
Dirección General
de Transportes y
Carreteras**

CONSTRUCTOR



OGENSA

EMPRESA CONSTRUCTORA

SEGVI

SEGURIDAD VIAL

CONSTRUCCION IN SITU DE PERFILES DE HORMIGON

BARRERAS RIGIDAS DE SEGURIDAD "NEW JERSEY"

CAZ CON SUMIDERO CONTINUO Y COLECTOR

REVESTIMIENTO CUNETAS

BORDILLOS Y BORDILLOS CON RIGOLA

PAVIMENTOS HORMIGON-ARCENES

CAMINOS RURALES DE HORMIGON

REVESTIMIENTO CANALES

ENCOFRADOS HINCHABLES



SEGVI

AVENIDA DEL GOLF, S/N

17246 STA. CRISTINA DE ARO (Gerona)

83 70 58

FAX: 972/83 50 19

TF: 83 79 57

