Comparación de los valores medios de las medidas realizadas con instrumentos de la misma marca y modelo

ANDRES GOMEZ PITARCH (*)

RESUMEN. Tras una breve introducción para presentar, en sus diversos aspectos, el problema de la comparación de los valores medios de las medidas del valor de una magnitud, obtenidas en diversos laboratorios y utilizando muestras idénticas, se aborda el caso particular en que aquéllas se llevan a cabo con instrumentos de la misma marca y modelo.

La técnica aplicada es el análisis de la varianza (ANVA) y se presenta un ejemplo en que el «test F» resulta ser significativo.

Se emplean dos procedimientos, de entre los conocidos como «comparaciones múltiples», para completar el estudio propuesto.

Se hace también mención al caso en que el ANVA no pueda aplicarse y se presentan finalmente dos apéndices, uno para la correcta interpolación en las tablas t y F, y el otro para describir un procedimiento para optimizar el número de determinaciones a realizar con cada uno de los instrumentos.

COMPARISON OF THE MEAN VALUES OF THE DETERMINATIONS OBTAINED WITH VARIOUS INSTRUMENTS OF THE SAME MAKE AND MODEL

ABSTRACT. *After a brief introduction which presents the various aspects involved in comparing the mean values of the determinations of a magnitude, obtained from several laboratories and using identical samples, the particular case whereby these determinations are carried out with instruments of the same make and model is studied.*

The applied technique has been the analysis of the variance (ANVA) and an example is presented in which the «F test» has turned out to be significant.

Two procedures from these known as «multiple comparisons» are used to complete the proposed study.

It is also mentioned the case in which ANVA cannot be applied and finally two appendices are presented, one for the correct interpolation in t and F tables, and the other to describe a procedure for optimizing the number of replicates to be performed with each one of the instruments.

INTRODUCCION

El problema de la comparación de los valores medios de las medidas de una cierta magnitud, obtenidas por diversos laboratorios utilizando muestras idénticas, presenta diversos aspectos.

Cabe, en primer lugar, comparar los valores medios de las determinaciones realizadas en una serie de laboratorios concretos y obtenidas mediante el mismo procedimiento de medida. Conviene advertir que el término «laboratorios» puede sustituirse por «operadores» o «instrumentos».

Existe una variante que corresponde al caso en que la selección de los laboratorios se haya realizado al azar, de entre la población de laboratorios posibles. Se trata del clásico estudio interlaboratorios.

Queda por considerar la comparación cuando se emplean métodos de medida distintos, preferentemente cuando uno de ellos, al menos, es no destructivo, cuestión ésta del máximo interés y clasificada como prioritaria en las conclusiones del último Congreso Mundial de la Carretera celebrado en Marrakech.

En el presente artículo nos vamos a referir, exclusivamente, al aspecto señalado en primer lugar y, concretamente, a la comparación de los valores medios de las

(*) Licenciado en Ciencias Físicas. Diplomado en Estadística General. Dirección General de Carreteras. Servicio de Tecnología de Carreteras (MOPT).

determinaciones obtenidas con K instrumentos de la misma marca y modelo.

EL PROBLEMA DE LA COMPARACION DE MEDIAS

Propongámonos averiguar si existen diferencias significativas entre los valores medios obtenidos, experimentalmente, por K laboratorios concretos (o instrumentos, u operadores) en la determinación de una magnitud, utilizando la misma muestra y el mismo procedimiento de medida, para un nivel de significación previamente establecido.

Para resolver nuestro problema será aplicable, en multitud de casos, la técnica del Análisis de la Varianza (ANVA).

En su sentido estricto el ANVA permite separar la varianza total en sus componentes, proporciona estimaciones para éstos y ofrece la posibilidad de construir sus intervalos de confianza. Es el caso de los estudios interlaboratorios.

En sentido amplio, el ANVA nos permite comparar los valores medios obtenidos experimentalmente por K laboratorios concretos. No se trata propiamente de un ANVA en sentido estricto, pues ahora no nos interesa estimar varianzas (salvo la asociada al error experimental, también llamado «varianza residual» o «varianza intra»), pero la técnica a emplear es la misma hasta la evaluación de los cuadrados medios, y sólo varía la etapa final y, naturalmente, la interpretación de los resultados. Daremos por sabido el procedimiento (que viene suficientemente detallado en multitud de textos) y lo ilustraremos mediante un ejemplo real.

EJEMPLO. Se desea investigar si existen diferencias significativas, al nivel $\alpha = 0,01$, entre las medias de las determinaciones de la densidad húmeda obtenidas por K = 6 instrumentos nucleares de la marca Troxler, modelo 3411, correctamente calibrados.

Para ello se han llevado a cabo, utilizando siempre la misma muestra (homogénea y de superficie plana y lisa), 16 determinaciones sucesivas por la densidad por el método de retrodispersión, con cada uno de los instrumentos, obteniéndose los siguientes resultados, en g/cm^3, ordenados de menor a mayor (tabla 1).

Se han comprobado las hipótesis de normalidad (Shapiro-Wilk) y de homocedasticidad (Cochran) y hay motivos suficientes para suponer la independencia.

Calculadas las sumas de cuadrados total $(SC)_T$ e «intra» $(SC)_W$, obtenemos por diferencia la suma de cuadrados «entre» $(SC)_B$, y formamos la tabla del ANVA:

Fuente de variación	$(SC)_B$	(GL)	(CM)
Entre	$3,5965 \times 10^{-3}$	5	$7,193 \times 10^{-4}$
Intra	$5,328 \times 10^{-3}$	90	$0,592 \times 10^{-4}$
Total	$8,9245 \times 10^{-3}$	95	

Apliquemos el «test» F:

$$F = \frac{(CM)_B}{(CM)_W} = 12,15$$

El punto crítico superior de la distribución F (tablas):

$$F_{0,01\,;\,5\,;\,90} = 3,23 \qquad (*)$$

y como quiera que $F > F$ crítico, existirán diferencias significativas (podríamos decir «muy significativas») entre las medias de las determinaciones de los seis instrumentos, resultado en cierto modo sorprendente.

¿Y DESPUES DEL TEST F?

Se presenta en nuestro ejemplo la cuestión de averiguar cuál es el instrumento que ocasiona el rechazo de la hipótesis de que no existen diferencias significativas entre las medias, como cabría esperar al tratarse de instrumentos de la misma marca y modelo.

Para ello se dispone de una serie de procedimientos y, aun cuando no existen normas generales que nos permitan escoger el mejor de ellos, citaremos dos de los más utilizados, el de *Scheffé*, que es de aplicación más general, y el de Tukey, válido únicamente cuando (como ocurre en nuestro caso) $n_i = n$, $\forall_i$.

Procedimiento de Scheffé (I) (6). Se calculan las $K(K-1)/2$ diferencias posibles (en valor absoluto) entre las medias, tomadas de dos en dos, es decir:

$$d_{ij} = |\bar{x}_i - \bar{x}_j| \;;\; (i < j)$$

resultando:

$d_{12} = 0,0101875$ $\quad d_{13} = 0,0173125$ $\quad d_{14} = 0,0181875$
$d_{15} = 0,0127500$ $\quad d_{16} = 0,0154375$ $\quad d_{23} = 0,0071250$
$d_{24} = 0,0080000$ $\quad d_{25} = 0,0025625$ $\quad d_{26} = 0,0052500$
$d_{34} = 0,0008750$ $\quad d_{35} = 0,0045625$ $\quad d_{36} = 0,0018750$
$d_{45} = 0,0054375$ $\quad d_{46} = 0,0027500$ $\quad d_{56} = 0,0026875$

Para averiguar qué diferencias son significativas, se calcula la F dentro de cada grupo. En general:

$$F = \frac{(\bar{x}_i - \bar{x}_j)^2}{s^2\left(\dfrac{1}{n_i} + \dfrac{1}{n_j}\right)} \quad ; \quad \begin{array}{l} i = (1, 2, ..., k-1) \\ j = (2, 3, ..., k \end{array}$$

en nuestro caso, $n_i = n_j = 16$ y el valor s^2 es la estimación obtenida en el ANVA para la varianza «intra», es decir, $5,92 \times 10^{-5}$.

Entonces:

$$F = \frac{d_{ij}^2}{5,92 \times 10^{-5}} \times \frac{16}{2} = 135135,1351 \times d_{ij}^2$$

y obtendremos, así, los siguientes valores: F_{ij}, asociados a las diferencias d_{ij}:

$F_{12} = 14,01$ $\quad F_{13} = 40,50$ $\quad F_{14} = 44,69$
$F_{15} = 21,96$ $\quad F_{16} = 32,20$ $\quad F_{23} = 6,85$
$F_{24} = 8,65$ $\quad F_{25} = 0,88$ $\quad F_{26} = 3,72$
$F_{34} = 0,09$ $\quad F_{35} = 2,81$ $\quad F_{36} = 0,47$
$F_{45} = 3,99$ $\quad F_{46} = 1,01$ $\quad F_{56} = 0,97$

Y ahora comparamos cada uno de estos valores con

$$(K-1)\,F_{0,01\,;\,2\,;\,90}$$

i \ i	1	2	3	4	5	6
1	2.122	2.133	2.137	2.134	2.125	2.132
2	2.123	2.134	2.142	2.145	2.142	2.145
3	2.129	2.137	2.143	2.146	2.142	2.145
4	2.132	2.138	2.144	2.148	2.144	2.146
5	2.133	2.138	2.144	2.149	2.145	2.146
6	2.133	2.140	2.149	2.150	2.145	2.148
7	2.135	2.141	2.153	2.150	2.147	2.149
8	2.135	2.142	2.153	2.153	2.147	2.149
9	2.136	2.143	2.154	2.154	2.148	2.151
10	2.136	2.149	2.155	2.154	2.148	2.151
11	2.136	2.150	2.156	2.155	2.150	2.152
12	2.139	2.152	2.157	2.159	2.153	2.156
13	2.140	2.153	2.157	2.160	2.153	2.156
14	2.140	2.155	2.162	2.162	2.156	2.157
15	2.143	2.157	2.163	2.163	2.158	2.160
16	2.145	2.157	2.165	2.166	2.158	2.161
$\overline{x}_i$	2.1348125	2.145	2.152125	2.153	2.1475625	2.15025
$s_i \times 10^3$	3.989533	6,786	6,7583	6,493	6,34625	5,06
$\sum_i x_i$	34,157	34,32	34,434	34,448	34,361	34,404
$\sum_i x_i^2$	72.919389	73,617418	74,107286	74,167518	73,793347	73,97796

TABLA 1. Valores obtenidos para la densidad en g/cm³.

siendo:

$$F_{0,01\,;\,2\,;\,90} = 4,849 \qquad y \qquad K = 6$$

o sea:

$$4,849\ (6-1) = 24,245$$

y observamos que los F_{ij} mayores que 24,245 son F_{13}, F_{14} y F_{16}, lo que nos hace pensar que sea el instrumento número 1 el responsable del rechazo de la hipótesis nula.

Vamos, pues, a hacer caso omiso del instrumento número 1 y realicemos el ANVA con los cinco restantes.

Ahora, $N = 96 - 16 = 80$, y las sumas de cuadrados resultan ser:

$$(SC)_T = 0,00541\ ;\ (SC)_W = 0,00472\ ;\ (SC)_B = 0,00069$$

Formemos la nueva tabla del ANVA:

Fuente de variación	(SC)	(GL)	(CM)
Entre	$6,9 \times 10^{-4}$	4	$1,725 \times 10^{-4}$
Intra	$4,72 \times 10^{-3}$	75	$6,29 \times 10^{-5}$
Total	$5,41 \times 10^{-3}$	79	

$$F = \frac{(SC)_B}{(SC)_W} = 2,74 \quad ; \quad F_{0,01\,;\,4\,;\,75} = 3,581$$

Como resulta que $F < F$ crítico, ya no hay ahora motivo alguno para rechazar la hipótesis nula, es decir, no hay diferencias sigificativas entre las medias obtenidas por los cinco instrumentos, al nivel de significación elegido.

Surge ahora una pregunta natural: ¿Por qué razón el instrumento número 1 difiere significativamente de los restantes (o de parte de ellos) por lo que a las medias se refiere, cuando era razonable esperar que esto no debía ocurrir? La respuesta es en la mayoría de los casos una cuestión extraestadística y, a menudo, difícil de establecer. Los seis instrumentos están correctamente calibrados, así que no es ése el problema. Todos ellos han pasado sin dificultad el test de estabilidad; tampoco hay, pues, nada sospechoso al respecto. Sólo resta pensar que el instrumento número 1 (por su número de serie) parece ser de los primeros que aparecieron en el mercado, siendo todos los demás mucho más recientes; quizás haya variado el fabricante alguna característica importante, en ese intervalo de tiempo, que haya podido producir el efecto que hemos encontrado.

En todo caso, las conclusiones obtenidas, es menester insistir, se refieren exclusivamente a los instrumentos empleados en este estudio, aun cuando cabe esperar que puedan extrapolarse a todos los del mismo modelo y marca, con las debidas precauciones.

Procedimiento de Tukey (l) (2) (3). Cuando, como en nuestro caso, $n_i = n$, $\forall_i$ otro procedimiento para el estudio de las diferencias de medias, cuando el test F resulta ser significativo, es el debido a Tukey. El intervalo de confianza para la diferencia d_{ij} viene dado por:

$$d_{ij} \pm q_{\alpha\,;\,k\,;\,\nu} \frac{s}{\sqrt{n}}$$

en donde $q_{\alpha\,;\,k\,;\,\nu}$ es el punto crítico superior de la distribución conocida como «del recorrido studentizado» (2) (4), que está tabulada (l) (2) para diversos valores usuales de α.

Veamos, pues, cuáles de entre las quince diferencias d_{ij} son demasiado grandes para ser explicadas por el error experimental.

$$\text{Para } \alpha = 0{,}01 \quad \Rightarrow \quad q_{\,6\,;\,90} = 4{,}93$$

$$q_{0{,}01\,;\,6\,;\,90} \frac{s}{\sqrt{n}} = 4{,}93 \sqrt{\frac{5{,}92 \times 10^{-5}}{16}} = 0{,}00948$$

y observamos que superan esta cantidad las diferencias d_{12}, d_{13}, d_{14}, d_{15} y d_{16}. Nuevamente llegamos al convencimiento de que es el instrumento número 1 el responsable del rechazo de la hipótesis nula, aunque ahora con mayor seguridad.

Nótese que decir que no existen diferencias significativas entre las medias de los cinco instrumentos (núms. 2 al 6) equivale a decir que no hay diferencias significativas entre sus errores sistemáticos al nivel de significación previamente fijado. Ahora bien, en nuestro experimento, y puesto que se ha utilizado una muestra de superficie plana y lisa, no hay que considerar el error de superficie (7), por lo que podemos conjeturar que no existen diferencias significativas entre los errores de composición (7) de los instrumentos considerados, o bien, si existen, quedan enmascaradas por el error experimental. En realidad, habría que repetir el proceso para la gama de densidades de interés y, naturalmente, para todas las posiciones de las fuentes radiactivas.

CASO EN QUE NO PUEDA APLICARSE EL ANVA

No siempre será posible aplicar la técnica del ANVA puesto que pueden no cumplirse alguna de las hipótesis de normalidad, homocedasticidad o independencia, como ocurre si tratamos de comparar los errores de superficie (7) (9) de los seis instrumentos anteriormente considerados, en base a las siguientes determinaciones del error E_s (diferencias entre los valores de p, para $h = 0{,}05$ y $h = 0$) (tabla 2).

Lo que hacemos entonces es recurrir a *estadísticos de libre distribución*, como el de *Kruskal-Wallis*, así llamados porque no precisan de hipótesis previa alguna.

Para ello se ordenan, por rangos (R) (de menor a mayor, por ejemplo) todos los valores de E_s dentro de cada instrumento, pero teniendo en cuenta el rango del total (véase el número entre paréntesis a la derecha de cada uno de los valores de la tabla anterior) y, a continuación, se comprueba si la cantidad

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \left(\sum_{i=1}^{k} \frac{R_i^2}{n_i} \right) - 3\,(N+1)$$

es mayor o menor que el punto crítico superior de la distribución χ^2, con cinco grados de libertad, para un nivel de significación del 1 %, por ejemplo

En nuestro caso:

$$N = 96 \quad ; \quad n_i = 16,\ \forall_i$$

$$\sum R_1 = 883 \qquad \sum R_2 = 858 \qquad \sum R_3 = 749$$
$$\sum R_4 = 725 \qquad \sum R_5 = 947{,}5 \qquad \sum R_6 = 493{,}5$$

con lo que, $H = 10{,}528$.

Ahora bien, puesto que $\chi^2_{5\,;\,0{,}01} = 15{,}086$, y este valor es mayor que H, no hay evidencia alguna de que existan diferencias significativas entre los errores E_s de los seis instrumentos considerados, al nivel de significación elegido.

Esta conclusión es válida únicamente para estos seis instrumentos y sólo nos permite presumir que lo mismo puede ocurrir para otras posiciones de la fuente radiactiva, sin pronunciarnos aquí sobre la posible variación de E_s con la densidad y sin olvidar que este tipo de error aparece en ambos canales (densidad y humedad).

APENDICE 1. OBSERVACIONES SOBRE LA CORRECTA INTERPOLACION EN LAS TABLAS T Y F

Si, como ha ocurrido en nuestro ejemplo (*), necesitamos interpolar en las tablas de la distribución t de Student, hay que tener presente que no hay que hacerlo linealmente entre grados de libertad, sino entre sus recíprocos, si se desea obtener un error inferior a una unidad de la última cifra (2). Por ejemplo, para calcular el valor $t_{0{,}975}$ para 40 grados de libertad, sabiendo que

	INSTRUMENTOS					
	1	2	3	4	5	6
	−52,11 (78)	−91,98 (7)	−84,51 (12)	−113,79 (1)	−48,69 (82)	−48,31 (87)
	−51,70 (81)	−53,12 (74)	−48,48 (84)	−77,58 (17)	−58,49 (61)	−67,86 (40)
	−79,11 (15)	−43,76 (93)	−66,45 (47)	−67,27 (44)	−69,18 (34)	−106,87 (2)
	−69,32 (33)	−43,51 (94)	−67,36 (43)	−77,37 (21)	−58,77 (56,5)	−87,27 (10)
	−60,87 (53)	−83,24 (13)	−67,13 (46)	−44,02 (91)	−48,64 (83)	−77,50 (18)
	−52,05 (79)	−63,07 (50)	−94,67 (6)	−67,98 (38)	−68,36 (37)	−97,85 (4)
	−69,41 (32)	−53,06 (75)	−57,53 (68,5)	−106,71 (3)	−38,54 (96)	−96,81 (5)
	−52,26 (76)	−62,45 (52)	−57,53 (68,5)	−88,48 (8)	−58,42 (62)	−58,50 (59,5)
	−43,12 (95)	−53,48 (72)	−85,65 (11)	−43,99 (92)	−58,50 (59,5)	−67,87 (39)
	−52,00 (80)	−62,99 (51)	−76,05 (24)	−47,97 (90)	−68,81 (35)	−77,40 (20)
	−79,72 (14)	−72,22 (29)	−57,47 (70)	−87,62 (9)	−58,77 (56,5)	−58,11 (65)
	−69,82 (31)	−63,30 (49)	−48,39 (85)	−58,38 (63)	−68,62 (36)	−67,71 (42)
	−61,01 (55)	−72,71 (27)	−66,37 (48)	−73,97 (26)	−58,29 (64)	−67,21 (45)
	−52,16 (77)	−72,70 (28)	−48,11 (88)	−57,94 (66)	−58,70 (58)	−77,12 (22)
	−70,60 (30)	−53,18 (37)	−76,16 (23)	−57,83 (67)	−48,35 (86)	−78,07 (16)
	−60,86 (54)	−53,52 (71)	−75,59 (25)	−48,01 (89)	−67,83 (41)	−77,49 (19)
$\bar{x}$	−61,0075	−62,393125	−67,340625	−69,9311875	−58,560	−75,746875
s^2	$119{,}280 \times 10^{-6}$	$182{,}718 \times 10^{-6}$	$198{,}331 \times 10^{6}$	$453{,}672 \times 10^{6}$	$80{,}140 \times 10^{6}$	$244{,}851 \times 10^{6}$

TABLA 2. Valores obtenidos para E_{g}, en kg/m^3.

para 30 y 60 grados de libertad son, respectivamente, 2,042 y 2,000, se procederá así:

$$2{,}042 - \frac{\frac{1}{30} - \frac{1}{40}}{\frac{1}{30} - \frac{1}{60}} (2{,}042 - 2{,}000) = 2{,}021$$

Otro tanto podemos decir para la tabla de la distribución F, para la que, además, conviene recordar que se verifica que:

$$F_{(1-\alpha);\, m;\, n} = \frac{1}{F_{\alpha;\, n;\, m}}$$

En el caso de que no se disponga de una tabla de la distribución t (en un momento dado), pero sí de una distribución normal (0,1), es útil la siguiente aproximación (I):

$$t_{\alpha;\, \nu} = Z_{\alpha} + \frac{1}{4\,\nu} (Z_{\alpha}^{3} + Z_{\alpha})$$

siendo Z_{α} el punto crítico superior de N (0,1).

En el caso arriba mencionado, si $2\alpha = 0{,}05$:

$$t_{40;\, 0{,}975} = 1{,}96 + \frac{1}{4 \times 40} (1{,}96^{3} + 1{,}96) = 2{,}019.$$

APENDICE 2. NUMERO OPTIMO DE OBSERVACIONES A REALIZAR CON CADA UNO DE LOS INSTRUMENTOS

En el ejemplo considerado se han llevado a cabo 16 repeticiones para determinar el valor de la magnitud a medir, con cada uno de los seis instrumentos, y el lector se preguntará, con razón, por qué se ha tomado precisamente ese número de repeticiones.

Recordemos que el error tipo I viene determinado por el nivel de significación ($\alpha = 0{,}01$ en nuestro caso) lo que significa que la probabilidad de rechazar la hipótesis nula, cuando en realidad es cierta, es del 1 %. Pero nada podemos decir acerca de la probabilidad de aceptarla cuando en realidad resulta ser falsa, que es el error tipo II, lo que viene controlado por el número de determinaciones repetidas en la medida de la magnitud, una vez fijado α.

Pues supongamos que deseamos una probabilidad alta $(1 - \beta) = 0{,}84$, por ejemplo, de no cometer errores del tipo II, es decir, deseamos que la probabilidad de rechazar la hipótesis nula sea del 84 % si, de hecho, dos de las medias difieren entre sí una cantidad mayor o igual que Δg/cm^3, tal que $\Delta/\sigma = 1{,}6$ (previamente elegido).

Veamos cómo fijar de modo aproximado, el número óptimo (mínimo) de determinaciones con cada uno de los seis instrumentos. Para ello haremos uso de los gráficos de Pearson-Hartley (I) (5), eligiendo el correspondiente a $v_1 = 6 - 1 = 5$, y $\alpha = 0{,}01$.

Si $1 - \beta = 0{,}84$, una primera aproximación, para $v_2 = \infty$, nos da una abscisa $\Phi' = 1{,}8$. Entonces:

$$n' = \frac{2\ K\ \Phi'^2}{\left(\dfrac{\Delta}{\sigma}\right)^2} = \frac{2 \times 6 \times 1{,}8^2}{1{,}6^2} = 15{,}1875 \simeq 15$$

pero $v_2 = K\ (n' - 1) = 6 \times 14 = 84$ grados de libertad; volviendo, pues, de nuevo al gráfico resulta ser $\Phi \simeq 1{,}85$, con lo que:

$$n = \frac{2 \times 6 \times 1{,}85^2}{1{,}6^2} = 16{,}04 \simeq 16$$

y éste será el número de determinaciones óptimo, compatible con los errores tipo I y II prefijados.

En el caso particular en que se pretendan comparar las medias de sólo dos instrumentos, lo que por otra parte es frecuente, en lugar de recurrir a los gráficos correspondientes es preferible hacer uso de alguna de las tablas existentes para este fin (véase (8), páginas 596 y 597 de la versión en español), aunque, como cabría esperar, el resultado obtenido es el mismo que si utilizamos el gráfico correspondiente a $v_1 = K - 1 = 1$.

BIBLIOGRAFIA

1. SCHEFFE. (1959). «The Analysis of Variance». John Wiley and Sons, Inc.
2. MOOD y GRAYBILL (1978). «Introducción a la Teoría de la Estadística». Ed. Aguilar, 4.ª edición.
3. DAVIES (1961). «Statistical Methods in Research and Production». Oliver and Boyd.
4. SIXTO RIOS. «Métodos Estadísticos». Ediciones del Castillo, 2.ª edición.
5. PEARSON y HARTLEY. (1954). «Biometrika Tables for Statisticians», vol. 1, Cambridge University Press.
6. CALVO (1985). «Estadística Aplicada». Ed. Deusto.
7. TROXLER LAB. INC. «3400-B Series, Instruction Manual».
8. OSTLE (1968). «Statistic in Research». The Iowa University Press. (Existe una versión en castellano «Estadística Aplicada», ed. Limusa, México, 6.ª reimpresión 1979).
9. GOMEZ PITARCH. (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.

CALIDAD
NUESTRO MEJOR SERVICIO

World Trade Center. Isla de la Cartuja

Regeneración Playa de Riazor. La Coruña

Dragados

Calidad Total

P.º Alameda de Osuna 50 28042 MADRID Tfno. 583 30 00 Fax 742 77 53

HAY CARRETERAS DONDE NI SIQUIERA MODIFAL PODRIA EVITAR EL AQUA-PLANNING.

PERO HAY OTRAS MUCHAS DONDE SI PODRIA. DONDE REDUCIRIA EL NIVEL DE RUIDOS (HASTA 3 DECIBELIOS). DONDE DISMINUIRIA LA FORMACION DE RODERAS Y FISURAS, Y RETRASARIA EL ENVEJECIMIENTO DEL FIRME AUN EN LAS CONDICIONES CLIMATOLOGICAS MAS EXTREMAS. REPSOL PRESENTA MODIFAL, EL PRIMER BETUN MODIFICADO EN EL QUE LA DISPERSION DE LOS POLIMEROS EN EL SENO DE LOS BETUNES ES PERFECTA Y HOMOGENEA. ESTA HOMOGENEIDAD ES LA QUE PERMITE A MODIFAL CONSERVAR INTACTAS SUS PROPIEDADES AUN EN PERIODOS PROLONGADOS DE ALMACENAMIENTO. ALGUNAS VECES HAY QUE CAMBIAR ALGO PARA QUE TODO SIGA IGUAL. NOSOTROS HEMOS MODIFICADO NUESTROS BETUNES PARA SEGUIR SIENDO LIDERES EN ASFALTOS.

REPSOL

REPSOL PRODUCTOS ASFALTICOS, S. A.

Pº de la Castellana, 278-280. 28046 Madrid. Tels.: (91) 348 81 00 / 80 00. Fax: (91) 348 99 09