

Aplicación estadística a la eliminación de ofertas temerarias (*)

(segunda parte)

Por JUAN MANUEL GOMEZ PONCELA
y FERNANDO CAÑIZAL BERINI

Doctores Ingenieros de Caminos

Uno de los más importantes problemas que se plantean en la adjudicación de todo contrato es sin duda la posibilidad, siempre existente, de contratar con licitadores que hayan introducido desviaciones voluntarias en sus ofertas, por debajo del coste teórico que a ellos supondría la ejecución del contrato. En base a ello resulta fundamental para la parte contratante intentar eliminar estas proposiciones como paso previo a la fase de adjudicación.

En este trabajo se analiza una posible estrategia de eliminación consistente en rechazar aquellas ofertas que difieran de un cierto estadístico (función de las ofertas iniciales) en más de un cierto valor "b", fijado de antemano. Se expondrá aquí el modelo matemático preparado al efecto, los resultados obtenidos (previo procesado en ordenador) y las más importantes conclusiones que desde este estudio se derivan.

1. INTRODUCCION

La principal dificultad que se presenta en la adjudicación de cualquier contrato es precisamente tener que elegir una sola de entre las diversas ofertas presentadas. Lógicamente, a igualdad de condiciones de calidad y plazo interesa a la parte contratante adjudicar el contrato al precio más bajo. Sin embargo, la contratación con aquellos licitadores que han valorado erróneamente sus ofertas por debajo del coste teórico que a ellos supondría la ejecución del contrato plantea graves inconvenientes a la propiedad, lo que, en definitiva, se traducirá más adelante en un incremento de coste debido al inevitable mal cumplimiento de las cláusulas del contrato, demoras, suspensiones y otras incidencias. Este problema puede agravarse considerablemente si existen licitadores que introducen desviaciones voluntarias en sus ofertas, respecto del valor obtenido en sus estudios, con el propósito de que les sea adjudicado el contrato.

Dos deberán ser, por consiguiente, las actuaciones a realizar por la parte contratante:

(*) Se admiten comentarios sobre el presente artículo, que podrán remitirse a la Redacción de esta Revista hasta el 31 de enero de 1985.

- 1.^a Intentar eliminar aquellas ofertas que hayan sido alteradas voluntariamente.
- 2.^a Adjudicar el contrato a una de las proposiciones restantes, que en principio, y dada la posibilidad de errores en los estudios efectuados por los licitadores, no tendrá por qué ser la más baja.

En el trabajo titulado «Aplicación estadística a la contratación de obras del Estado» (Gómez Poncela, 1981) se estudian diversas estrategias de adjudicación de contratos en la hipótesis de que no existan alteraciones voluntarias en las ofertas. En el presente trabajo, y como continuación del anterior, se va a abordar la problemática de la eliminación de proposiciones económicas voluntariamente alteradas, a las cuales se dará, en lo sucesivo, la denominación de «temerarias». Por consiguiente, se analiza aquí tan sólo el primer punto de los anteriormente mencionados.

2. PLANTEAMIENTO DE PROGRAMA

Es evidente que la parte contratante desconoce cuáles, del conjunto de las ofertas presentadas, son del tipo de las aquí denominadas «te-

merarias», e incluso si éstas existen. Por otra parte, caso de existir, no tienen por qué ser las ofertas más bajas, aunque es mayor la probabilidad de que sean éstas y no otras. Sin embargo, de establecerse una eliminación no cabe duda que deberá hacerse en las ofertas inferiores del conjunto de las presentadas. Pueden establecerse dos estrategias:

- 1.^a Eliminación de las «a» ofertas más bajas del conjunto total de proposiciones.
- 2.^a Eliminación de todas aquellas ofertas que difieran de un cierto estadístico en un valor superior a una cantidad fijada previamente.

En el trabajo titulado «Aplicación estadística a la eliminación de ofertas temerarias (primera parte)» (Cañizal Berini y Gómez Poncela, 1984), publicado en la REVISTA DE OBRAS PUBLICAS, que en lo sucesivo se denominará «primera parte», se aborda la primera de las estrategias anteriormente enunciadas. Corresponde al actual trabajo el análisis de la segunda estrategia, lo que se hace en base a la descripción del modelo establecido al efecto y de los resultados obtenidos una vez procesado dicho modelo en ordenador.

Este es precisamente el procedimiento adoptado por la actual legislación de Contratos del Estado, por lo que en la continuación se realizará un análisis de su eficacia en las condiciones impuestas.

3. MODELO MATEMATICO

3.1. Hipótesis de partida

Se admiten las mismas cuatro hipótesis señaladas en la primera parte de este trabajo, que pueden resumirse en:

- 1.a) Número de posibles ofertantes: infinito.
- 1.b) Número de ofertantes reales: N.
- 2.a) La población 1.a) está dividida en dos grupos: normales y temerarios.
- 2.b) Estos últimos constituyen una proporción λ del total de 1.a).

3. La oferta de cada grupo es una variable aleatoria de función de densidad $f_i(x)$, ($i = 1, 2$).
4. Se supone que $f_i(x) = f_i(x + p_i)$, siendo p_i la desviación de los «temerarios».

3.2. Influencia del tipo de licitación

Como ya se comentó en la primera parte, la existencia de un cierto tipo de licitación equivale, en términos estadísticos a una truncadura, puesto que esta imposición impedía ofertar a una parte de cada uno de los dos colectivos considerados, precisamente aquellos de cuyos estudios resulta una oferta de valor superior al tipo. Sin embargo, el porcentaje de ofertas normales que por esta causa ha de desistir de su oferta es superior al de temerarios. De esta forma las fracciones de ambos grupos entre los ofertantes que presentan realmente oferta (en lo sucesivo, «ofertantes reales») no serán las mismas que aquellas en las que se divide la población, es decir, λ y $1 - \lambda$, sino otras, que tienen por expresión:

normales:

$$\lambda'_1 = \frac{(1 - \lambda) (1 - \lambda_1)}{1 - \lambda_1 + \lambda (\lambda_1 - \lambda_2)} \quad [1]$$

temerarios:

$$\lambda'_2 = \frac{\lambda (1 - \lambda_2)}{1 - \lambda_1 + \lambda (\lambda_1 - \lambda_2)} = 1 - \lambda'_1 \quad [2]$$

donde

$$\lambda = \int_{T_0}^{\infty} f_i(x) dx, \quad \begin{array}{ll} i = 1 & \text{ofertantes} \\ & \text{normales} \\ i = 2 & \text{ofertantes} \\ & \text{temerarios} \end{array} \quad [3]$$

siendo T_0 el tipo de licitación y $f_i(x)$ la correspondiente función de densidad de la variable aleatoria «oferta de un posible licitador del grupo i-ésimo». Las respectivas funciones de densidad de la «oferta de un ofertante real del grupo i-ésimo», $f_i(x)$, y «oferta de un ofertante real cualquiera», $h(x)$, son:

$$f_i(x) = \frac{f_i(x)}{1 - \lambda_i} \quad [4]$$

$$h(x) = \lambda'_1 f_1(x) + \lambda'_2 f_2(x) = \frac{(1 - \lambda_1) f_1(x) + \lambda f_2(x)}{1 - \lambda_1 - \lambda (\lambda_1 - \lambda_2)} \quad [5]$$

3.3. Eliminación de aquellas ofertas que difieren de un cierto estadístico de las ofertas iniciales en más de un cierto valor «b», fijado de antemano.

Se trata, pues, de eliminar todas aquellas ofertas que difieran de un cierto valor de referencia o estadístico, función de las ofertas iniciales, en más de una cierta cantidad «b» fijada de antemano. Sea z_0 el estadístico considerado, tal que:

$$z_0 = z_0(x_0, x_1, \dots, x_{N-1}) \quad [6]$$

siendo $x_0, x_1, \dots, x_{N-1}$ el conjunto de las N ofertas presentadas. z_0 será, en general, una variable aleatoria, que tendrá unas ciertas funciones de densidad y distribución.

Por tanto, la probabilidad de que una cierta oferta de valor x_0 sea admitida, $P_a(x_0)$, es:

$$P_a(x_0) = P(x_0 + b \gg z_0) \quad [7]$$

Denominando $\Phi_z(x)$ a la función de distribución del estadístico z_0 , condicionado a la existencia de una oferta de valor x_0 , se tiene:

$$P_a(x_0) = 1 - \Phi_z(x_0 + b) \quad [8]$$

Comparando esta expresión con la [12] de la primera parte de nuestro trabajo puede observarse que $\Phi_z(x_0 + b)$ representa el mismo papel que $G_a(x_0)$ representaba entonces. Es fácil, por tanto, concluir que lo expuesto entonces es válido sin más que cambiar $G_a(x_0)$ por $\Phi_z(x_0 + b)$. Por tanto, la función de densidad de un ofertante aleatorio admitido, $r(x)$ será ahora:

$$r(x) = \frac{h(x) [1 - \Phi_z(x + b)]}{1 - \int_{-\infty}^0 h(x) \Phi_z(x + b) dx} \quad [9]$$

De la misma forma pueden determinarse el Error I (probabilidad de que un ofertante temerario sea admitido), E_I , y el Error II (probabilidad de que un ofertante normal sea rechazado, E_{II} , que resultan:

$$E_I = 1 - \int_{-\infty}^0 f_2(x) \Phi_z(x + b) dx \quad [10]$$

$$E_{II} = \int_{-\infty}^0 f_1(x) \Phi_z(x + b) dx \quad [11]$$

El problema queda, por tanto, resuelto si es posible determinar la función $\Phi_z(x)$, para lo que previamente será necesario definir el estadístico z_0 . Sin embargo, es posible utilizar cualquier estadístico conocido, o incluso inventar alguno nuevo, con lo que el número de formas que puede tomar z_0 es prácticamente infinito.

Para una mayor claridad, y para poder realizar aplicaciones prácticas, se estudian en la continuación dos posibilidades:

1. Que z_0 sea el estadístico ordenado de lugar j , $x_{(j)}$.
2. Que z_0 sea la media de las ofertas iniciales, $\bar{x}$.

El segundo de ellos es el utilizado por el Reglamento General de Contratación (Decreto 3.410/1975, de 25 de noviembre), lo que le confiere un especial interés.

3.4. Aplicación al caso de que z_0 sea el estadístico ordenado de lugar «j».

Supóngase la existencia de una oferta de valor x_0 y que las $N - 1$ ofertas restantes se ordenan de menor a mayor, de tal forma que:

$$x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(N-1)} \quad [12]$$

y supóngase que $b \gg 0$. Si x_0 es mayor que $x_{(j)}$, esta oferta será siempre aceptada. Si $x_{(j-1)} \leq x_0 \leq x_{(j)}$, x_0 pasará a ser el estadístico de lugar j una vez incluido en [12], por lo que tampoco será eliminada. Pero si $x_0 \leq x_{(j-1)}$, solamente será admitida si $x_{(j-1)} - x_0 \leq b$. Por tanto, la función $\Phi_z(x)$ es la función de distribución del estadístico ordenado de lugar $j - 1$ de los $N - 1$ expresados en [12]. Por tanto, es:

$$\Phi_z(x_j) = \int_{-\infty}^{x_j} \left\{ \frac{N-1}{j-1} \right\} \{h(x)\}^{j-2} \{1 - H(x)\}^{N-j-2} h(x) dx \quad [13]$$

donde

$$H(x) = \int_{-\infty}^x h(z) dz \quad [14]$$

análoga a la obtenida en la primera parte de este trabajo (expresión [10]).

3.5. Aplicación al caso de que z_0 sea la media de todas las ofertas iniciales

En este apartado se analizará primero la relación que existe entre la función de distribución de la variable aleatoria, $\bar{x}$, «media de las N ofertas presentadas, condicionada a la existencia de una oferta de valor x_0 , $\Phi_z(x)$ y la función de distribución de la variable aleatoria, η , «media de las $N-1$ ofertas restantes», $\psi(x)$, para después determinar esta última.

Se sabe que:

$$\begin{aligned}\bar{x} &= \frac{1}{N} \sum_{i=0}^{N-1} x_i = \frac{1}{N} \left(x_0 + \sum_{i=1}^{N-1} x_i \right) = \\ &= \frac{N-1}{N} \left(\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N-1} x_i \right) + \\ &+ \frac{x_0}{N} = \frac{1}{N} \left\{ (N-1) \eta + x_0 \right\}\end{aligned}\quad [15]$$

Por tanto, supuesto $N > 1$, es:

$$\begin{aligned}\Phi_z(u) &= P(\bar{x} \leq u) = P\left(\frac{1}{N} \left\{ (N-1) \eta + \right. \right. \\ &+ \left. \left. x_0 \right\} \leq u\right) = P\left\{ (N-1) \eta + x_0 \leq N u \right\} = \\ &= P\left\{ \eta \leq \frac{N u - x_0}{N-1} \right\} = \psi\left(\frac{N u - x_0}{N-1}\right)\end{aligned}\quad [16]$$

si $u = x_0 + b$, resulta:

$$\Phi_z(x_0 + b) = \psi\left(x_0 + b \frac{N}{N-1}\right) \quad [17]$$

así pues, conocida $\psi(x)$ queda determinada $\Phi_z(x)$.

La función $\psi(x)$ puede obtenerse fácilmente mediante un cambio de variable, pero desde el punto de vista de procesamiento en ordenador se resuelve más rápidamente obteniendo la función característica de la variable η , $\alpha(t)$, y aplicando después el teorema de Levy, que puede expresarse para este caso como:

$$\begin{aligned}\psi(x_2) - \psi(x_1) &= \\ &= \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T \frac{e^{-itx_1} - e^{-itx_2}}{it} \alpha(t) dt\end{aligned}\quad [18]$$

siendo x_1 y x_2 dos puntos de continuidad de $\psi(x)$. Esta expresión relaciona $\psi(x)$ con $\alpha(t)$.

La función compleja $\alpha(t)$ puede determinarse con facilidad. En efecto, basta con recordar que la función característica de la suma de varias variables aleatorias independientes es el producto de sus respectivas funciones características. Siendo $\alpha(t)$ la función característica de una oferta aleatoria,

$$\alpha^*(t) = E(e^{itx}) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} h(x) dx \quad [19]$$

puede escribirse que:

$$\begin{aligned}\alpha(t) &= E(e^{it\eta}) = E\left(e^{it \sum_{i=1}^{N-1} \frac{x_i}{N-1}}\right) = \\ &= \prod_{i=1}^{N-1} E\left(e^{it \frac{x_i}{N-1}}\right) = \\ &\quad N-1 \text{ veces}\end{aligned}\quad [20]$$

$$\begin{aligned}&= \overbrace{\alpha^*\left(\frac{t}{N-1}\right) \cdot \alpha^*\left(\frac{t}{N-1}\right) \dots \alpha^*\left(\frac{t}{N-1}\right)}^{N-1 \text{ veces}} = \\ &= \left\{ \alpha^*\left(\frac{t}{N-1}\right) \right\}^{N-1}\end{aligned}$$

por tanto:

$$\alpha(t) = \left\{ \int_{-\infty}^{\infty} e^{itx/(N-1)} h(x) dx \right\}^{N-1} \quad [21]$$

Las expresiones [21], [18] y [17] definen, por tanto, la función $\Phi_z(x_0 + b)$, supuestamente conocida $h(x)$. Obsérvese que en este caso no es necesario imponer a « b » condición alguna, pudiendo tomar valores tanto positivos como negativos.

4. APLICACION PRACTICA

El modelo expuesto ha sido programado en FORTRAN V y su procesamiento en un ordenador DATA GENERAL -ECLIPSE S-230, perteneciente al Centro de Cálculo de la Universidad de Santander. Tan sólo se ha analizado, por su especial interés, el segundo de los casos descritos en el modelo, es decir, aquel que supone que el estadístico z_0 es la media de las ofertas presentadas. Por otra parte, para realizar esta aplicación práctica ha sido necesario materializar en una o

varias formas las distintas funciones y parámetros expuestos en el apartado anterior. En este sentido se ha supuesto lo siguiente:

1. La función $f_1(x)$ corresponde a una distribución normal $(N(\mu, \sigma))$, lo cual define también $f_2(x)$, una vez fijado ρ_1 .
2. Se fija el valor del tipo de licitación en $T_0 = 10$.
3. La desviación típica, σ de $f_1(x)$ se fija en $\sigma = 1$. Esta fijación produce tan sólo un efecto de escala, por lo que en los resultados obtenidos la oferta se define en unidades « σ » con respecto al origen fijado en 2. Como ya se comentó en la primera parte de este trabajo, ninguna de las dos hipótesis anteriores supone pérdida alguna de generalidad.
4. La media de los posibles (no efectivos) ofertantes normales, « μ », se ha hecho variar de 6 a 11 en intervalos de unidad.
5. La desviación de los temerarios, ρ_1 , se ha estudiado en dos casos: $\rho_1 = 2$ y $\rho_1 = 4$, también expresado en unidades σ .
6. La proporción de temerarios en la población de posibles (no efectivos) ofertantes se ha estudiado en valores comprendidos entre el 0 y el 30 por 100.
7. El número de ofertantes « N » se ha hecho variar entre 5 y 9.
8. La amplitud « b » del intervalo que se fija a partir de la media se ha hecho oscilar entre 0 e infinito. Evidentemente, en el primer caso serán eliminadas todas las ofertas de valor inferior a la media aritmética de las presentadas, mientras que en el segundo no se efectuará eliminación alguna.

5. RESULTADOS OBTENIDOS

De entre los distintos casos analizados se presentan aquí tan sólo dos: los correspondientes a los valores 7 y 10 de la media teórica de los ofertantes normales (μ). Para cada uno de

ellos los porcentajes iniciales de ofertantes temerarios han sido de cero, 15 y 30 por 100, mientras que para la desviación de la media teórica de los ofertantes temerarios respecto de la de los normales (ρ_1) se han adoptado los valores 2 y 4.

A continuación se analizan las funciones de densidad y los resultados correspondientes a la media de las distribuciones finales y a los errores I y II, en función del parámetro « b ».

5.1. Resultados generales

Las consecuencias generales de la eliminación de ofertas pueden observarse en las figuras 1 y 2. En ellas se han representado las funciones de densidad del conjunto de licitadores $r(x)$ para distintos valores de « b » en líneas continuas de distintos groesos. También se ha representado, a trazo y punto, las funciones de densidad correspondientes a la hipótesis de no existencia de temerarios como situación ideal de comparación, y la parte de las funciones de densidad del conjunto de ofertantes admitidos que corresponden al grupo de temerarios, $r_t(x)$, en líneas de trazos. Se representan en la figura 1 los casos correspondientes a $N = 5$, $\lambda = 30$ por ciento, $\rho_1 = 2$ y $\mu = 7$ y 10, mientras que en la figura 2 quedan plasmadas las funciones de densidad correspondientes a un número de ofertantes $N = 9$, adoptándose para las demás variables los mismos valores que en la figura anterior.

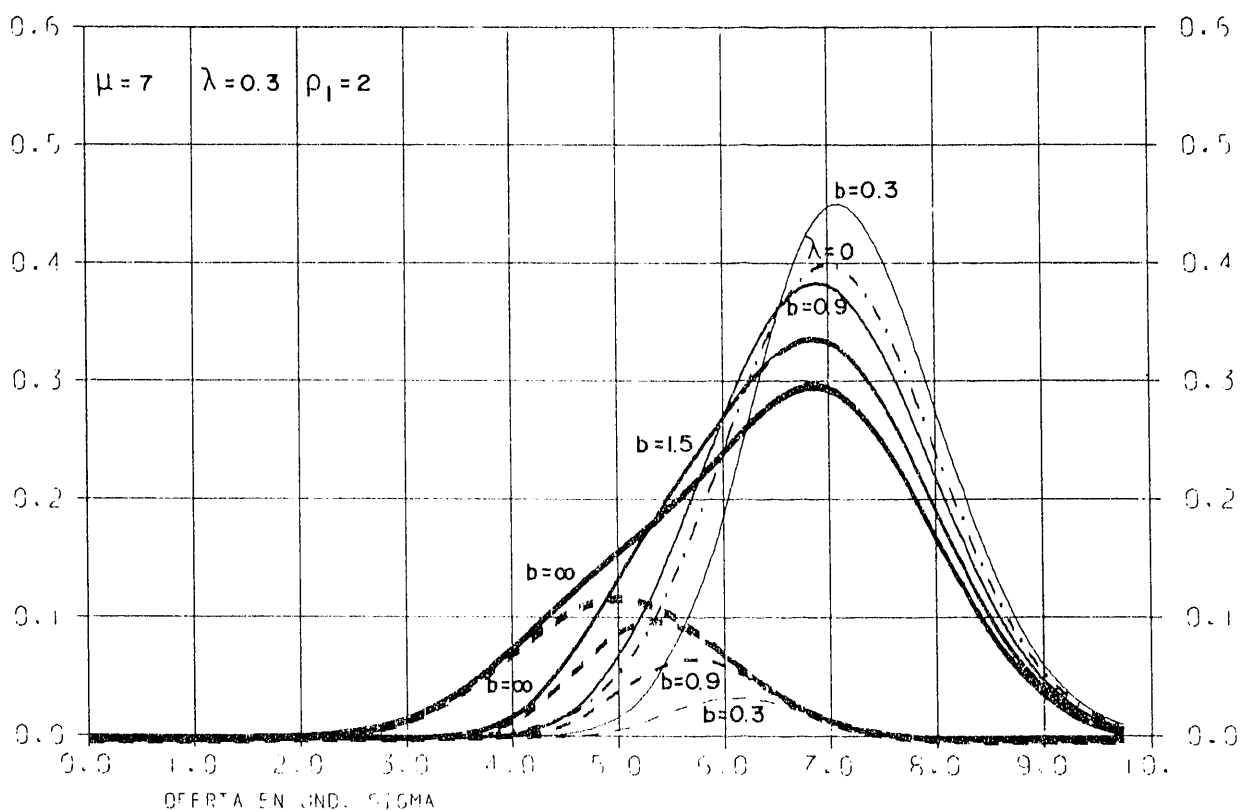
Puede observarse en las figuras que, como era de esperar, a medida que disminuye el valor de « b » las distribuciones se desplazan hacia la derecha, aproximándose progresivamente a la situación ideal, e incluso rebasándola. También puede verse cómo la incidencia de los temerarios se reduce cuanto menor es el valor de « b », efecto doblemente beneficioso, puesto que los temerarios que van eliminándose son precisamente los que podría denominarse «más temerarios».

Finalmente puede observarse también la influencia del tipo de licitación por comparación entre los casos $\mu = 7$ (poca incidencia) y $\mu = 10$ (incidencia grande). Esta influencia tiene una

NUMERO DE OFERTANTES- 5

DESVIACION: 2.0 DATOS: VARIABLES ELIMINACION TIPO A

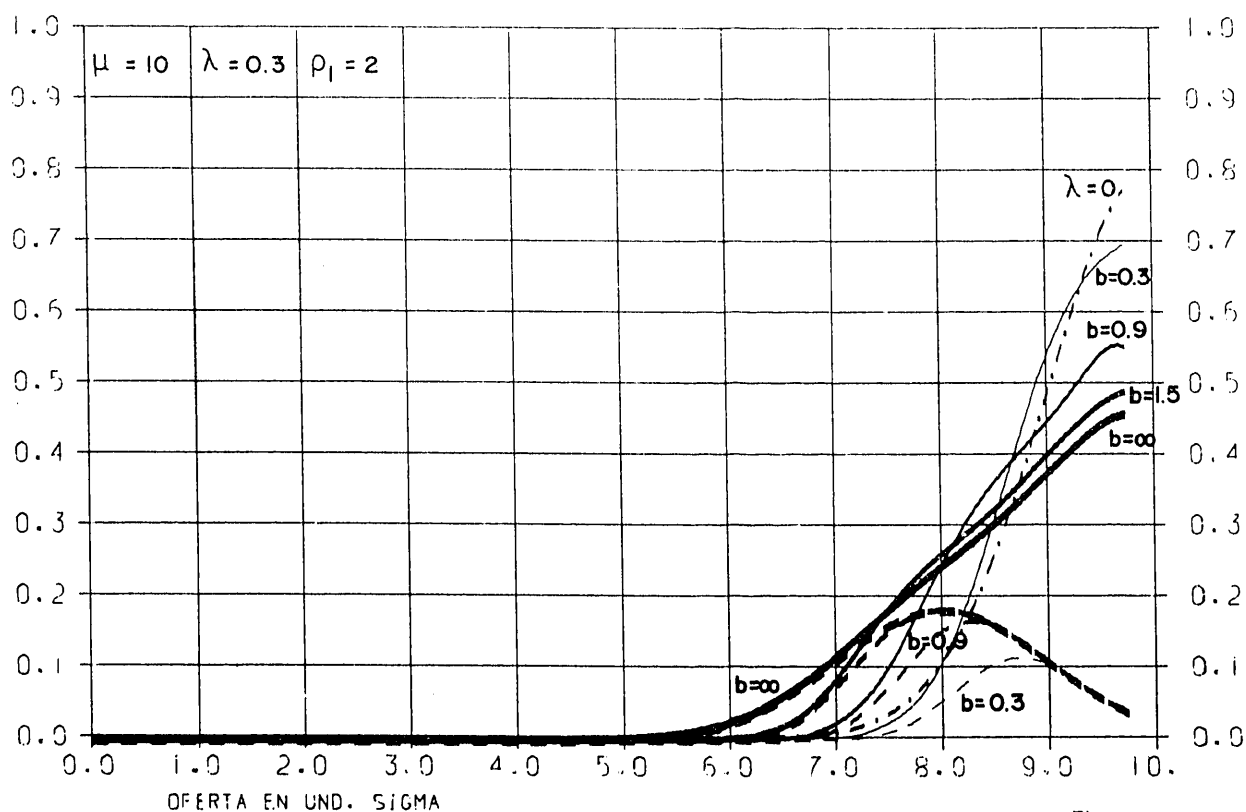
CLAVES: 050020/ 053020/



NUMERO DE OFERTANTES- 5

DESVIACION: 2.0 DATOS: VARIABLES ELIMINACION TIPO A

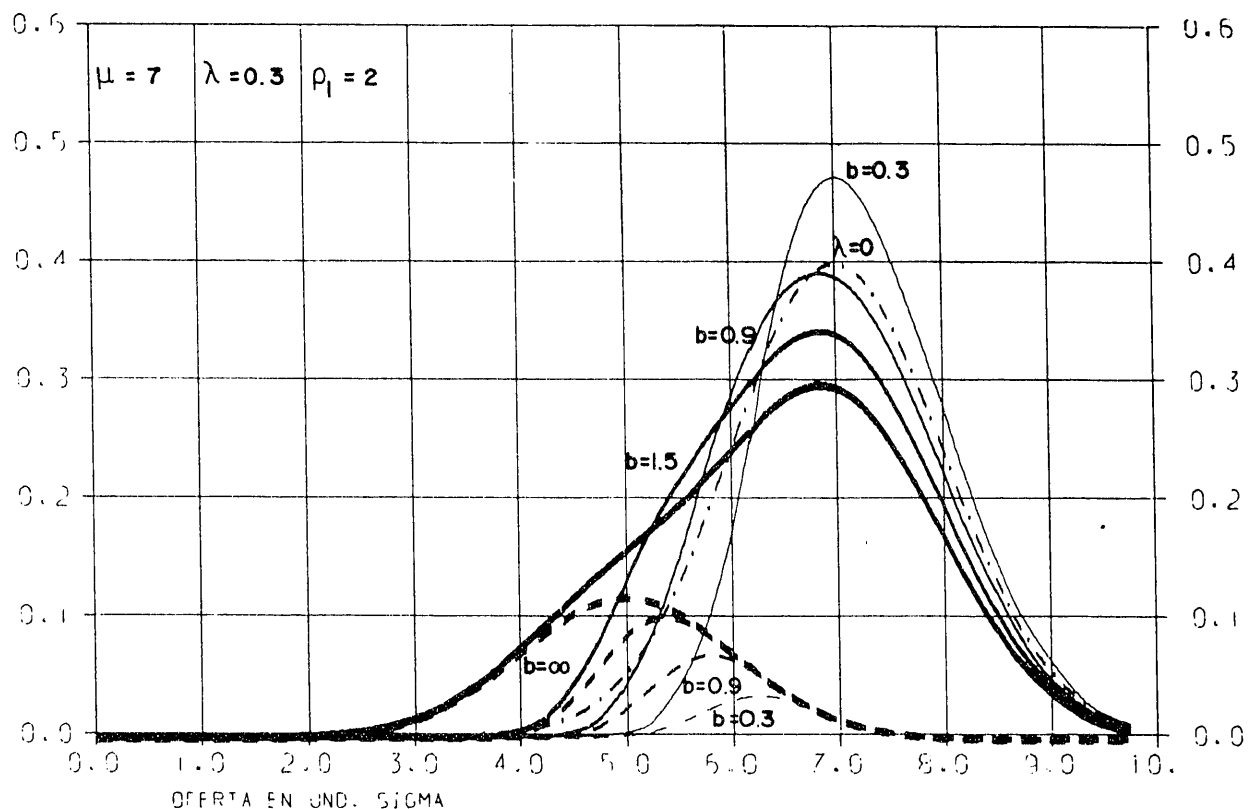
CLAVES: 050020/ 053020/



NUMERO DE OFERTANTES- 9

DESVIACION: 2.0 DATOS: VARIABLES ELIMINACION TIPO A

CLAVES: 000020/ 003020/



NUMERO DE OFERTANTES- 9

DESVIACION: 2.0 DATOS: VARIABLES ELIMINACION TIPO A

CLAVES: 000020/ 003020/

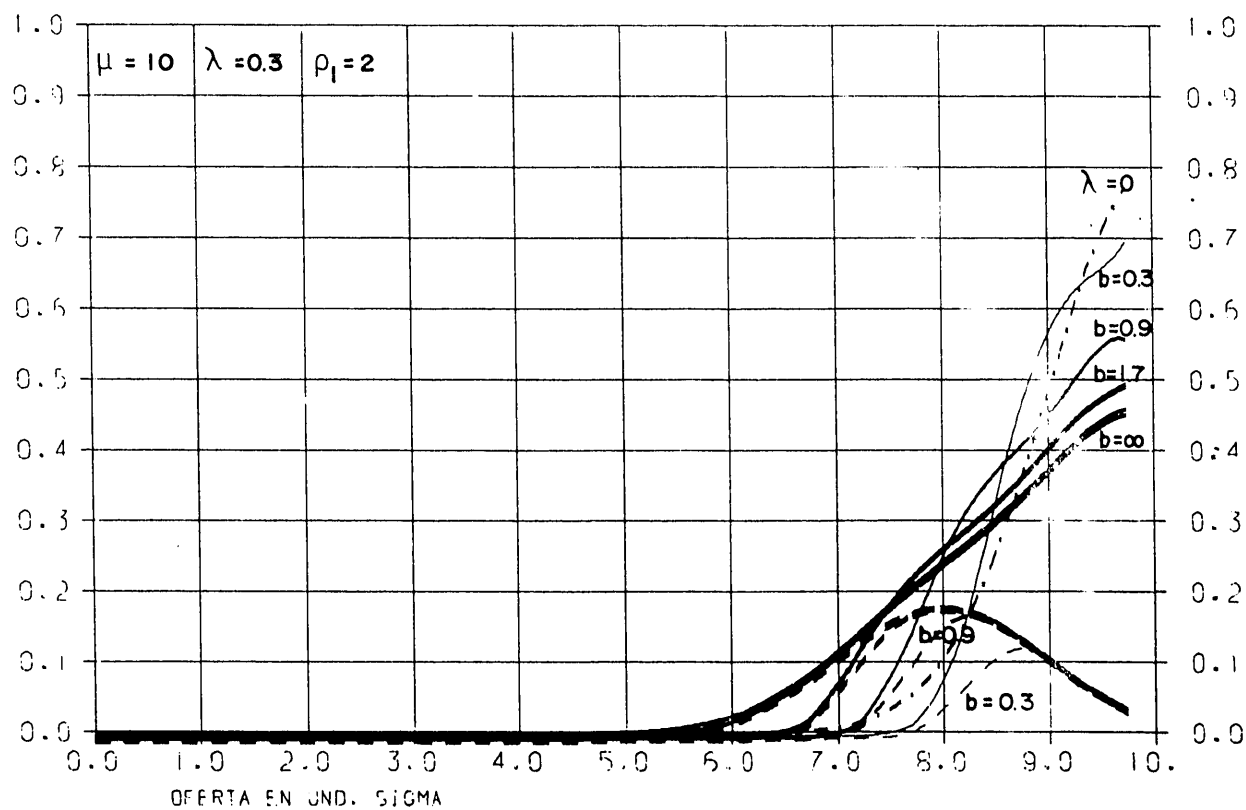


Figura 2.

doble vertiente: cuanto más bajo es el tipo de licitación en relación con las ofertas, más hace aumentar el porcentaje de temerarios entre los ofertantes efectivos y, por otra parte, más reduce la efectividad de la medida adoptada para la eliminación de ofertas.

5.2. Resultados relativos a la media de las distribuciones finales una vez realizada la eliminación

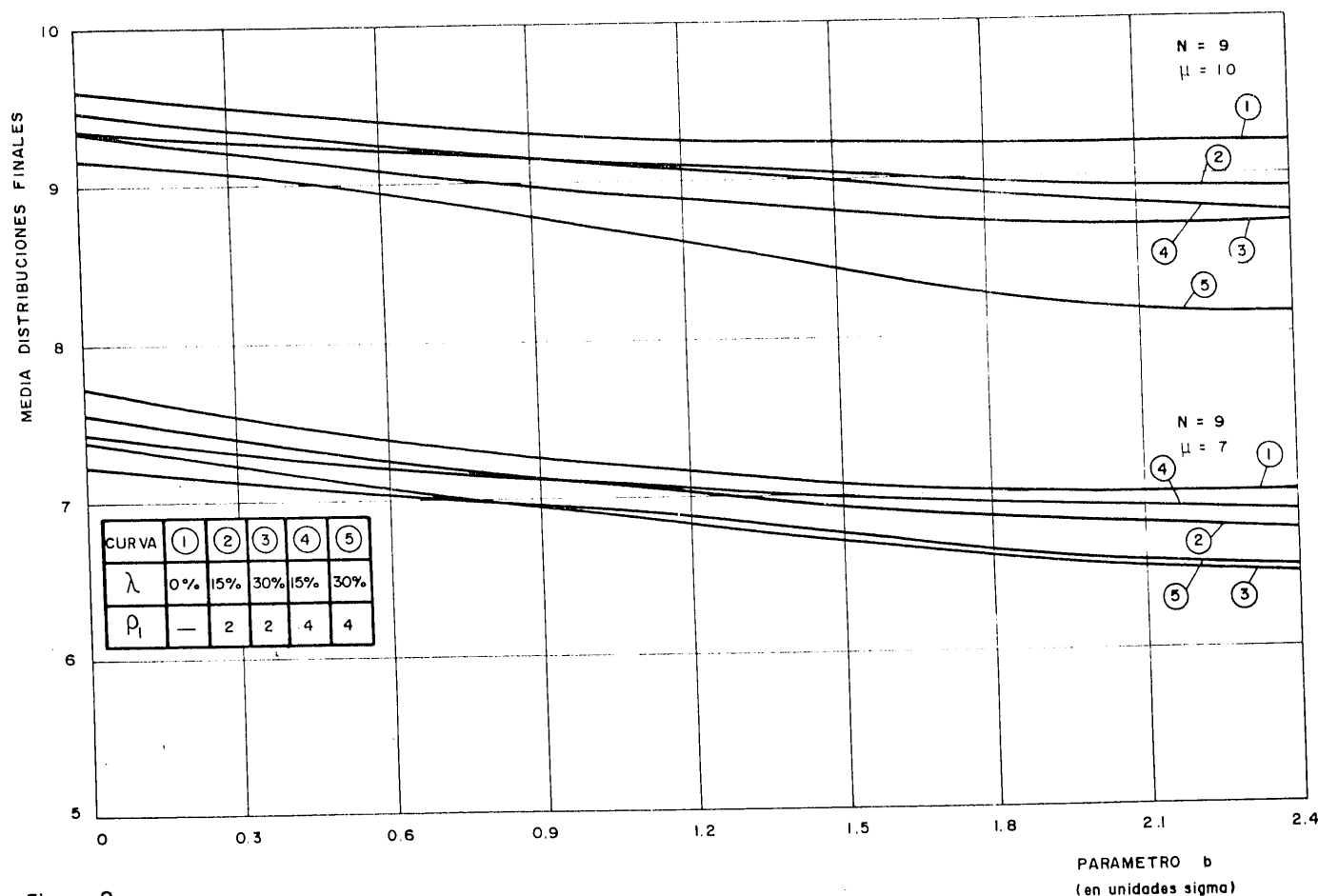
En la figura 3 se representan los valores de la media de la distribución resultante para los dos casos analizados y para distintos valores del porcentaje y desviación de temerarios, en función del parámetro b . Tan sólo se ha incluido el caso correspondiente a número de ofertantes $N = 9$, dada la práctica coincidencia de éste con otros casos analizados. Se observa que cuando $\mu = 7$ se produce una situación en la que, dada la separación entre la media de los ofertantes normales y el tipo de licitación, la influencia de

este último es despreciable. Las medias de las distribuciones finales están sólo condicionadas por:

- La existencia de temerarios (porcentaje y desviación).

El número de ofertantes eliminados de hecho (función del parámetro b).

Como es lógico, la existencia de temerarios desplaza la media de la distribución hacia la izquierda. Este desplazamiento será tanto mayor cuanto mayor sea la proporción de éstos. Así, puede observarse como para $b = 2,4$ (escasa eliminación) la media oscila entre 7 (0 por 100 de temerarios) y 6,5 (30 por 100 de temerarios). Sin embargo, cuanto menor sea el valor de « b », tanto más se desplazará hacia la derecha la media de la distribución conjunta, recuperando e incluso superando el valor inicial. Este efecto favorable es debido a la eliminación de los ofertantes más bajos, pudiendo observarse que para



valores de «b» inferiores a $0,7 \sigma$ se ha conseguido alcanzar o superar el valor inicial para la media, a pesar de la existencia de temerarios.

El segundo caso ($\mu = 10$) se ha representado también en la figura 3. La influencia del tipo de licitación es ahora importante, por lo que, con independencia de la existencia de temerarios, la media de la distribución es siempre menor que la teórica, debido al efecto de truncadura por la derecha («efecto borde»). Así, para un porcentaje nulo de temerarios y un valor $b = 2,4 \sigma$ la media de la distribución se sitúa en 9,2. Este efecto queda más acusado cuando existen temerarios, fundamentalmente debido a la desviación de los mismos. Por último, la eliminación de ofertantes producirá, al igual que en el caso anterior, un desplazamiento de las medias hacia la derecha, llegando también a recuperarse el valor 9,2, anteriormente mencionado, si bien bastante más lentamente.

5.3. Resultados relativos el Error I

Como se ha definido anteriormente, el Error I es la probabilidad que tiene un ofertante cualquiera, temerario, de ser aceptado, a pesar de la eliminación. En la figura 4 se representa (trazo continuo) la variación de dicho error, para un valor de la media teórica de los ofertantes normales $\mu = 7$ (para la que no influye el tipo de licitación). Las gráficas describen los valores obtenidos para los distintos casos analizados (número de ofertantes 5 y 9, desviación de temerarios 2 y 4, porcentaje de los mismos 15 y 30), ya que de no existir temerarios el Error I es, evidentemente, nulo.

Del análisis de los resultados se desprende:

1. El Error I disminuye al disminuir el valor del parámetro «b». Cuanto mayor es la eliminación, más probable es que sean rechazados los temerarios.

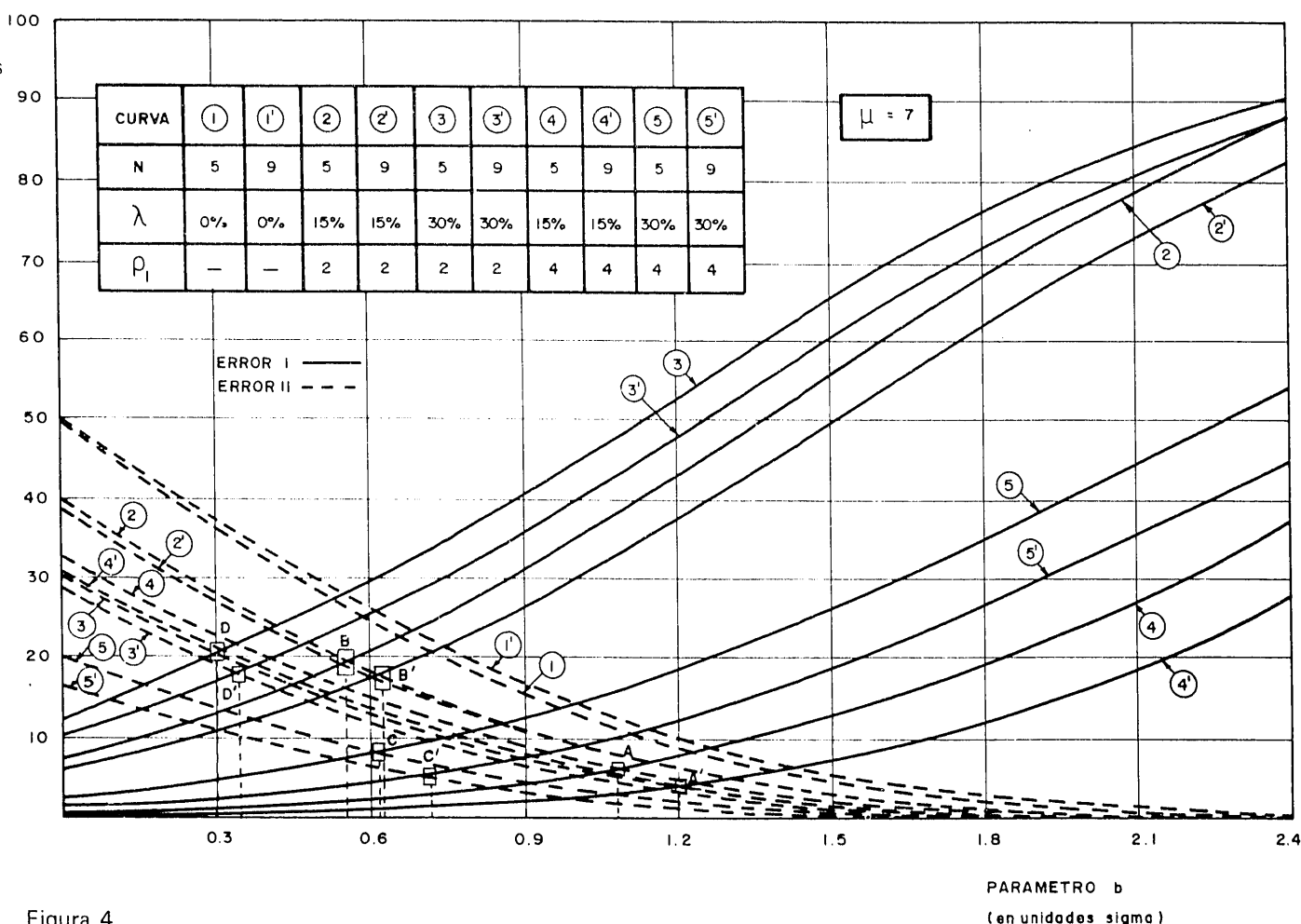


Figura 4.

2. Dicho error es tanto mayor cuanto menor es la desviación de los temerarios. Esto es debido a que cuanto menor es la desviación, tanto más se confundirán la «cola izquierda» de los ofertantes normales con la «cola derecha» de los ofertantes temerarios.
3. Para un valor fijo de la desviación, el error es tanto mayor cuanto mayor sea el porcentaje de temerarios.
4. El Error I es menor cuanto mayor es el número de ofertantes. Esto indica que el efecto producido por la eliminación es más efectivo, cuanto mayor es el número de ofertantes, para idénticos valores del parámetro «b».

La figura 5 presenta las gráficas correspondientes al Error I para el caso en que coincida el tipo de licitación con la media teórica de los ofertantes normales ($\mu = 10$). Como era de espe-

rar, las curvas representativas de los distintos casos analizados tienen idéntica forma a las descritas en el gráfico anterior. Sin embargo, del análisis comparativo de ambas figuras (4 y 5) se desprende que el Error I es tanto mayor cuanto más próxima esté la media teórica de los ofertantes normales al tipo de licitación, ya que debido al «efecto borde», antes comentado, los temerarios tienen un peso mayor.

5.4. Resultados relativos al Error II

Se ha definido el Error II como la probabilidad que tiene un ofertante cualquiera, no temerario, de ser rechazado en la eliminación. De no efectuarse eliminaciones ($b = \infty$), tal error será, evidentemente, nulo.

Las curvas representativas del Error II en función del parámetro «b» quedan plasmadas, junto con el Error I, en los gráficos 4 y 5 (línea discon-

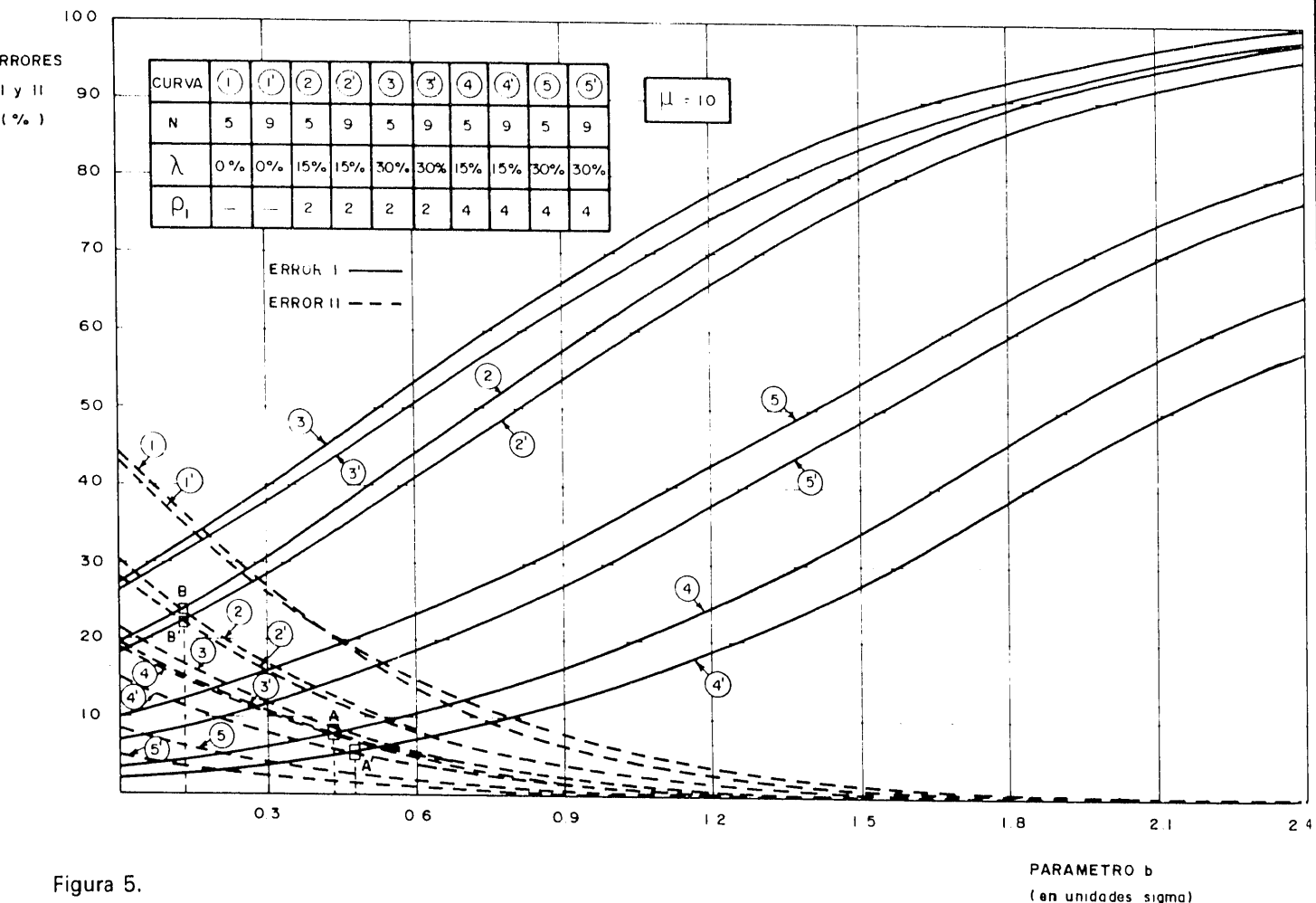


Figura 5.

tinua). Puede observarse que:

1. El Error II aumenta al disminuir el parámetro «b». Evidentemente, al eliminar más ofertas es más probable que un ofertante temerario sea rechazado.
2. Dicho error es tanto mayor cuanto menor es la desviación de los temerarios. Este efecto es similar al que se registra en el análisis del Error I: cuanto más próximos estén los ofertantes temerarios a los normales, tanto más probable es que en la eliminación se acepten temerarios y se rechacen normales.
3. El Error II es tanto mayor cuanto menor sea el porcentaje de temerarios, ya que, en la eliminación, será más probable que se rechacen «normales».
4. Para valores fijos de todos los parámetros considerados, el Error II, es algo menor (en general), cuando el número de ofertantes efectivo es mayor.

Por otra parte, la influencia del tipo de licitación (comparación gráficos 4 y 5) es también aquí evidente. El «efecto borde», al dar mayor peso a los ofertantes temerarios, produce valores del Error II inferiores, sobre todo cuando la desviación de los temerarios es mayor (las curvas 3 y 4 se invierten en la figura 5 respecto de la figura 4). Esto tiene una explicación lógica: el «efecto borde» si bien hace tender la media de la distribución de los ofertantes normales hacia la izquierda, también hace disminuir considerablemente la varianza; si además la desviación de los temerarios es mayor, las «colas» izquierda y derecha de las distribuciones respectivas tienen escasa conexión, con lo que el efecto de disminución del Error II será mayor.

5.5. Análisis conjunto de los resultados correspondientes a los Errores I y II

De los resultados obtenidos se desprende que al disminuir el valor de «b», el Error I también disminuye, mientras que el Error II aumenta. No queda otra alternativa, a la hora de fijar en cada caso concreto un determinado valor para el parámetro «b», que intentar mantener ambos errores por debajo de un cierto valor.

En las figuras 4 y 5 se han señalado los puntos de intersección de las curvas correspondientes a los Errores I y II, para cada pareja de valores de desviación y porcentaje de temerarios y para cada valor del número de ofertantes. Estos puntos de corte pueden considerarse para cada caso como un óptimo de eliminación, puesto que permite mantener acotados ambos errores en su valor conjunto mínimo.

Puede observarse que, cuanto menor sea el porcentaje de temerarios y más desviados estén éstos, tanto más a la derecha se encuentran los puntos de intersección (punto A y A'), con lo que, para conseguir el óptimo anteriormente mencionado podrían adoptarse valores de «b», relativamente grandes. Eso es debido a que la eliminación es más efectiva, al encontrarse los temerarios en un porcentaje pequeño y estar más aislados. Por otra parte, hay que hacer notar que, para los casos de pequeña desviación de los temerarios, no sólo hay que adoptar valores más pequeños de «b» si se quiere alcanzar ese óptimo (puntos B y D), sino que los errores cometidos son mayores. Sin embargo, es evidente que aunque dichos errores sean superiores serán de menor importancia los efectos producidos por la admisión de temerarios, al estar sus ofertas menos desviadas de las correspondientes a los ofertantes normales.

La influencia del tipo de licitación queda también patente al comparar las figuras 4 y 5. Se observa como en el caso en que $\mu = 10$, tan sólo dos familias de curvas se cortan dentro del dominio objeto de estudio. Estas son las correspondientes a $\lambda = 15$ por 100, $p_1 = 4$ (porcentaje de temerarios pequeño, desviación importante: puntos A y A') y $\lambda = 15$ por 100, $p_1 = 2$ (desviación menor, pero porcentaje igualmente pequeño: puntos B y B'). Sería preciso adoptar valores negativos del parámetro «b» para lograr la intersección de las demás curvas (eliminaciones mayores que para $\mu = 7$).

Se mantiene, sin embargo, la tendencia anteriormente expuesta: para un porcentaje fijo de temerarios los errores cometidos al adoptar el criterio de eliminación que se está exponiendo, son mayores cuanto menor es la desviación de los mismos, aún cuando los efectos sean menos graves (los temerarios son «menos temerarios»).

Por último, es importante comentar que al aumentar el número de ofertantes reales pueden conseguirse menores valores conjuntos de los Errores I y II incluso con mayores valores del parámetro «b», como se observa de la comparación conjunta de los gráficos 4 y 5.

5.6. Comentario a las condiciones que la legislación de Contratos del Estado fija para presunción de temeridad

El artículo 108 del Reglamento General de Contratación del Estado establece que «se considerará, en principio, como desproporcionada o temeraria la baja de toda proposición cuyo porcentaje exceda en diez unidades, por lo menos, a la media aritmética de los porcentajes de baja de todas las proposiciones presentadas (...)».

Del análisis de las ofertas presentadas en distintas licitaciones puede desprenderse que el porcentaje anteriormente citado oscila, aproximadamente, entre 1 y 3 unidades sigma.

Analizando las figuras 4 y 5, es evidente que cuando «b» se sitúa entre 1 y 3 unidades sigma, el Error II es muy pequeño, inferior al 15 por ciento y frecuentemente inferior al 10 %. Sin embargo, el Error I es muy alto salvo que se cumplan simultáneamente las siguientes condiciones:

- El porcentaje de temerarios sea pequeño.
- La desviación de éstos sea grande.
- El tipo de licitación sea amplio.
- La desviación típica de las ofertas normales sea alta.

Esto indica que, salvo que se cumplan las condiciones anteriores, la amplitud del intervalo «b», legislada en el Reglamento, es excesivamente grande. En resumen, con dicho valor la probabilidad de rechazar a un ofertante no temerario es muy pequeña, pero en cambio, la probabilidad de aceptar una oferta temeraria es alta. En concreto, puede observarse en las citadas figuras como estas probabilidades llegan a alcanzar, en algunos casos, valores próximos al 100 por 100 y como rebasan en muchos de ellos el 50 por 100.

Nuevamente, puede comprobarse la singular

importancia que tiene el tipo de licitación, ya que en todos los casos, y sea cual sea la equivalencia de los 10 puntos establecidos en la legislación y la unidad sigma es siempre más efectivo el procedimiento cuando el tipo de licitación es amplio. Las diferencias son bastante importantes en la mayor parte de los casos.

6. CONCLUSIONES

Las conclusiones del presente trabajo se considera deben hacerse desde el punto de vista de la parte contratante que desconoce, en principio, si ha recibido ofertas temerarias y, en caso afirmativo en qué porcentaje y con qué desviación.

En este sentido, de lo anteriormente expuesto pueden extraerse las siguientes conclusiones:

1. El tipo de licitación juega un papel muy importante en el problema planteado, puesto que cuanto más estricto o ajustado sea, debe esperarse un mayor porcentaje de ofertantes temerarios y tanto más se dificulta su eliminación. Como consecuencia de esto, y desde el punto de vista de defensa de la parte contratante ante las bajas temerarias, es muy conveniente disponer tipos de licitación amplios e incluso prescindir de esta limitación.
2. El método de eliminación estudiado no ofrece (ni cualquier otro, con casi seguridad tampoco) una efectividad plena ni unas garantías totales de eliminar las bajas temerarias manteniendo las ofertas normales. Según esto, la eliminación de las ofertas más bajas, en la inexistencia de temerarios produce un efecto negativo, si bien parece lógico pensar en que ésta afectará a las ofertas cuya probabilidad de error involuntario de oferta sea mayor.
3. Pueden, sin embargo, conseguirse resultados aceptables con probabilidades de aceptación de temerarios y de eliminación de no temerarios menores del 25 por 100 y, generalmente inferiores al 20

por 100, adoptando valores para el parámetro «b» comprendidos entre $-0,1 \sigma$ y $1,2 \sigma$, en las condiciones expuestas.

4. El valor de «b» debe ser tanto menor:
 - cuanto más ajustado es el tipo de licitación,
 - cuanto menor sea la desviación de los temerarios y mayor sea su proporción respecto del total de ofertas presentadas.
5. El método expuesto en este trabajo es preferible al analizado en la primera parte (eliminación de un cierto porcentaje de las ofertas), ya que, tras la eliminación, se obtienen menores valores conjuntos para los Errores I y II, especialmente en aquellos casos en que los «temerarios» tengan menor peso y estén más aislados (puntos A y C).
6. Por último, puede afirmarse, que si bien el procedimiento contemplado en el Reglamento General de Contratación del Estado para eliminación de «bajas temerarias», es efectivo, no lo es en cambio el valor establecido para la estimación de posible temeridad, ya que conduce a elevadas probabilidades de aceptar una o varias ofertas temerarias, especialmente si el porcentaje de los mismos es elevado o si el tipo de licitación es muy estricto, circunstancias que suelen presentarse en la actualidad.

7. BIBLIOGRAFIA

BOLETIN OFICIAL DEL ESTADO: «Reglamento General de Contratación del Estado». Decreto 3410/1975, de 25 de noviembre, 1975.

CAÑIZAL BERINI, F., y GOMEZ PONCELA, J. M.: «Aplicación estadística a la eliminación de ofertas temerarias» (primera parte). *Revista de Obras Públicas*, 1984.

CASTILLO RON, E.: «Introducción a la estadística aplicada». Hermann Blume distribuidora, 1978.

GOMEZ PONCELA, J. M.: «Análisis estadístico de métodos de corrección de influencias anómalas en los tribunales calificadoros de pruebas de selección». Tesis doctoral. Dirigida por don Enrique Castillo Ron. Universidad de Santander, 1979.

GOMEZ PONCELA, J. M.: «Aplicación estadística a la contratación de obras del Estado». *Revista de Obras Públicas*, 1981.

RIOS, S.: «Métodos estadísticos». Ediciones del Castillo, 1967.

Fernando Cañizal Berini



Ingeniero de Caminos en 1976 y doctor ingeniero en 1981 por la Universidad de Santander. Profesor de Proyectos en la Escuela Técnica Superior de Ingenieros de Caminos, Canales y Puertos de Santander.

Juan Manuel Gómez Poncela

Ingeniero de Caminos, Canales y Puertos (primera promoción, Escuela de Santander, 1971). Doctor ingeniero (20 de noviembre de 1979). Profesor de Ingeniería Sanitaria de la Escuela Técnica Superior de Ingenieros de Caminos, Canales y Puertos de la Universidad de Santander.
