SEIO

Sociedad de Estadística e
Investigación Operativa

BOLETIN

Volumen 17, número 1

MARZO 2001

Hortaleza, 104 – 2º Izda 28004 Madrid
Tel: 91 308 24 74 - Fax: 91 308 12 38
E-mail:seio01@retemail.es

REDACCION
Director: Francisco Javier Quintana (Univ. Politécnica de Madrid)
Corresponsales:
Marc Almiñana (Universidad Miguel Hernández de Elche)
José D. Bermúdez (Univ. Valencia)
Miguel Angel García Martínez (I.N.E)
Aurora Hermoso (Univ. de Granada)
David Ríos (Univ. Juan Carlos I)
Rosario Romera (Univ. Carlos III)
José A. Vilar (Univ. La Coruña)
Javier Yáñez (Univ.Complutense de Madrid)

Imprime SEROTEL - Pº de la Castellana, 87. Dep. Legal: M-13647-1995

INDICE

EDITORIAL

El volumen nueve de TOP, correspondiente al año 2001, será el primero en el que figuren como editores Marco A. López Cerdá e Ignacio García Jurado, designados como tales en el XXV Congreso Nacional de la SEIO, que tuvo lugar en Vigo. Con este motivo, quisiéramos hacer una reflexión sobre TEST y TOP, las dos revistas que actualmente publica nuestra sociedad.

Es un hecho bien conocido que en los primeros noventa se produjo una notable aceleración en el crecimiento de la calidad y la cantidad de la producción científica en Matemáticas y, en particular, en Estadística e Investigación Operativa. Este avance se ha plasmado en muchos hechos concretos, entre los cuales podría incluirse el que los máximos responsables de la SEIO en aquella época pensaran que había llegado el momento propicio para relanzar y dar proyección internacional a TRABAJOS DE ESTADÍSTICA y TRABAJOS DE INVESTIGACIÓN OPERATIVA. Creemos que aquella decisión fue un gran acierto y que, además, se tomó en el momento oportuno.

Hoy, prácticamente todos en la SEIO pensamos que nuestras revistas sólo tienen sentido si tienen difusión internacional y que, para ello, han de ser publicadas en inglés, han de tener paneles editoriales que incluyan a prestigiosos colegas españoles y extranjeros, han de aspirar a producir evaluaciones de calidad de los artículos que se reciban, y a entrar en las listas de revistas más interesantes y más citadas que los observatorios de la calidad científica produzcan. En este sentido, como ya hemos comentado en anteriores números de este boletín, la buena evaluación que TEST ha recibido del Institute for Scientific Information es un hito en la historia de nuestras revistas.

Pero creemos que este tipo de acontecimientos que hoy aún constituyen un gran éxito, incluso se consideran un hito, deben convertirse en algo habitual. En efecto, el nivel que ha alcanzado la investigación en Estadística y también en Investigación Operativa en España hace que, al menos teóricamente, parezca razonable que la sociedad que aglutina a la mayor parte de los investigadores del área, pueda mantener dos revistas de alta calidad. Para ello es necesario que los editores y editores asociados correspondientes trabajen con entusiasmo por ellas, pero también que todos los socios de la SEIO las apoyemos. Apoyar nuestras revistas significa, ante todo, publicar nuestros mejores artículos en ellas. Pero, también, citarlas en nuestros trabajos de investigación, darlas a conocer entre nuestros colegas de otros países, colaborar con los editores y editores asociados haciendo con rapidez y profundidad las evaluaciones que nos pidan, formular todas las sugerencias y críticas constructivas que nos parezcan oportunas; en definitiva, apoyar las revistas es sentirlas como propias y verlas como una proyección del trabajo de todos los miembros de la SEIO.

Desde esta tribuna queremos por último aplaudir la iniciativa del presidente de la SEIO, por la cual el profesor Sixto Ríos García será investido, el próximo 26 de Abril de 2001, Doctor Honoris Causa por la Universidad de Sevilla.

Artículos

UN CRITERIO PARA LA GRABACIÓN DE UN RECOPILATORIO

Roberto Benavent de la Cámara
Departamento de Estadística y Matemática Aplicada
Universidad Miguel Hernández de Elche

Resumen

Cualquier persona aficionada a la música se puede haber visto en alguna ocasión en el problema de escoger de un conjunto más o menos grande de canciones de cierto autor un grupo de ellas para grabarlas en cierto soporte de información(1). Supongamos que nos encontramos ante tal problema, y además la colección de canciones que disponemos recorre las distintas épocas musicales por las que ha pasado el autor. Una forma de escoger las canciones que grabaremos podría ser seleccionar entre todos los grupos que contienen un número de canciones mínimo de cada época, aquel que deja menor espacio físico del soporte sin grabar. Esta situación se puede modelizar como un problema de programación entera con variables binarias, en el cual el objetivo será minimizar el espacio sin grabar, y la región factible todos los grupos de canciones cuya duración total no supere la duración del soporte, y contengan el mínimo de canciones de cada época(2).

Palabras clave: Canciones, soporte de información, programación entera, variables binarias.

1.- Presentación del problema

El problema al que nos vamos a enfrentar es el siguiente: tenemos una colección de canciones de cierto autor, y queremos seleccionar un grupo más reducido de ellas para grabarlas en un soporte de información, pero además la colección de canciones recorre las distintas épocas por las que ha pasado el autor, y queremos que el soporte contenga una representación mínima de canciones de cada una de las épocas mencionadas, la pregunta que nos formulamos es: ¿qué canciones grabar? Para contestar a la pregunta tenemos que fijar un criterio de elección, es decir una regla que nos marque la preferencia de un grupo de canciones sobre otro. El criterio que vamos a seguir es el de dejar en el soporte el mínimo espacio vacío o equivalentemente que el espacio del soporte grabado con música sea máximo, siempre y cuando dicho grupo contenga el mínimo de canciones de cada época.

Veamos con un ejemplo el problema que estamos planteando. Supongamos que tenemos una pequeña colección de cuatro canciones del autor "X" A_1, A_2, A_3, y A_4 con duraciones: 5, 8, 4, y 7 minutos respectivamente, suponemos además que las dos primeras son de una época inicial, y las dos últimas de una época posterior. Queremos grabar una especie de recopilatorio en un soporte de 23 minutos de duración con al menos una canción de cada una de las dos épocas mencionadas. Los casos posibles son:

Época 1	**Época 2**	**Duración**
$\{A_1\}$	$\{A_3\}$	9
$\{A_1\}$	$\{A_4\}$	12
$\{A_1\}$	$\{A_3,A_4\}$	16
$\{A_2\}$	$\{A_3\}$	12
$\{A_2\}$	$\{A_4\}$	15
$\{A_2\}$	$\{A_3,A_4\}$	19
$\{A_1,A_2\}$	$\{A_3\}$	17
$\{A_1,A_2\}$	**$\{A_4\}$**	**20**
$\{A_1,A_2\}$	$\{A_3,A_4\}$	24

Tabla 1.1

Vemos en la tabla anterior que siguiendo nuestro criterio la solución óptima es grabar en el soporte las canciones A_1, A_2, y A_4 dejando un espacio sin grabar de tres minutos.

Una forma de simbolizar todos los datos del problema que conocemos podría ser la siguiente:

- Capacidad del soporte: C
- Colección de canciones: $G=\{A_1,A_2,...,A_n\}$
- Número de épocas: k
- Canciones de la época i-ésima: $G_i \subseteq G$, $|G_i|=n_i$, $G_i \cap G_j = \emptyset,\ i \neq j,\ G = \cup G_i,\ n = \sum_{i=1}^{k} n_i$
- Duración de cada canción: d_{ij}, i=1,...,k j=1,...,n_i
- Número mínimo de canciones por época: m_i, i=1,...,k
- Un grupo candidato: $S = \cup S_i$, $S_i \in \wp(G_i),\ m_i \leq |S_i| \leq n_i$

El número de casos que hay que probar se calcula teniendo en cuenta que cada candidato S es unión de subconjuntos de cada G_i que tengan al menos m_i elementos, por tanto el número de candidatos posibles será:

$$\prod_{i=1}^{k} \sum_{j=m_i}^{n_i} \binom{n_i}{j}$$

En el ejemplo anterior teníamos que decidir entre nueve posibilidades ($(2^2-1)^2$), y podíamos buscar la solución óptima directamente probando todos los casos pero si se tratase de un ejemplo de una colección de treinta canciones, repartidas en cinco épocas de seis canciones cada una, utilizando la fórmula anterior el número de posibilidades sería 992436543 ($(2^6\text{-}1)^5$) lo cual hace que sea inabordable la resolución del problema probando todos los casos. En el apartado siguiente salvaremos esta dificultad modelizando la situación planteada como un problema de programación entera con variables binarias.

2.- Modelización del problema

En este apartado presentamos el problema planteado modelizado como un problema de programación entera con variables binarias. Los datos que conocemos son los siguientes:

1. Capacidad del soporte C

2. Número de canciones de cada época $n_1,...,n_k$, $n = \sum_{i=1}^{k} n_i$

3. La duración de cada una de las canciones que disponemos d_{ij} , i=1,…,k j=1,...,n_i donde i es la época a la que pertenece la canción.

4. Número mínimo de canciones de cada época m_i , i=1,...,k

Variables del problema:

$x_{ij} \equiv$ 'Tomará el valor 1 se incluye la canción j-ésima de la época i-ésima y 0 en caso contrario'

Función objetivo:

$$\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i} d_{ij}x_{ij}$$

Restricciones:

Capacidad: El soporte tiene una capacidad limitada: $\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i} d_{ij}x_{ij} \le C$

Número mínimo de canciones de la época i-ésima: $x_{i1} + ... + x_{in_i} \ge m_i$ i=1,…,k

Integridad: Las canciones o se graban enteras o no se graban, no pueden grabarse parcialmente: $x_{ij} \in \{ 0,1 \}$

Resumiendo todos los puntos expuestos, el problema que tenemos que resolver es el siguiente:

$$(P)\ \ \text{Max}\ \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i} d_{ij}x_{ij}$$

s.a

$$\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i} d_{ij}x_{ij} \le C$$

$$x_{i1} + ... + x_{in_i} \ge m_i \quad i=1,\ldots,k$$

$$x_{ij} \in \{ 0,1 \}$$

Podemos deducir de forma inmediata que aun en los casos más reducidos será un problema con muchas variables, y por tanto para buscar el óptimo tendremos que pensar en un software de optimización apropiado. Vemos además que se trata del problema de la mochila, en este caso el soporte hace el papel de la mochila, y las canciones hacen el papel de los artículos.

3.- Extensiones

Veamos ahora una modelización para un soporte de información en especial: las cintas de audio. Se tienen que tratar de forma diferente ya que hay que considerar que están divididas en dos caras, y que no se puede grabar hasta el final de una cara, y continuar grabando en la otra cara la misma canción. Para construir el nuevo problema de programación entera consideraremos para cada canción dos variables binarias, una por cada cara, y además restringiremos el problema a que sólo una de las dos tome el valor uno, para evitar que la misma canción esté en las dos caras.

La modelización sería la siguiente:

Variables del problema:

$x_{ijl} \equiv$ 'Tomará el valor 1 se incluye la canción j-ésima de la época i-ésima en la cara l, y 0 en caso contrario'

Función objetivo:

$$\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i} d_{ij}(x_{ij1} + x_{ij2})$$

Restricciones:

1. Capacidad: La cinta tiene una duración limitada:

$$\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i} d_{ij}x_{ij1} \le C_1 \ \text{(Cara A)}$$

$$\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i} d_{ij}x_{ij2} \le C_2 \ \text{(Cara B)}$$

2. Número mínimo de canciones de la época i-ésima:

$$x_{i11} + ... + x_{in_i1} + x_{i12} + ... + x_{in_i2} \ge m_i \ \ i = 1,...,k$$

3. Cada canción puede grabarse a lo sumo en una de las dos caras de la cinta:

$$x_{ij1} + x_{ij2} \le 1 \ \ i = 1,...,k \ \ j = 1,..., n_i$$

4. Integridad: Las canciones o se graban enteras o no se graban, no pueden grabarse parcialmente: $x_{ijl} \in \{ 0,1 \}$

Resumiendo todos los puntos expuestos, el problema que tenemos que resolver es el siguiente:

$$(P')\ \ \text{Max} \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i} d_{ij}(x_{ij1} + x_{ij2})$$

s.a

$$\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i} d_{ij}x_{ij1} \le C_1 \text{ (CaraA)}$$
$$\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i} d_{ij}x_{ij2} \le C_2 \text{ (Cara B)}$$
$$x_{i11}+...+x_{in_i1}+x_{i12}+...+x_{in_i2} \ge m_i \quad i=1,...,k$$
$$x_{ij1}+x_{ij2} \le 1 \quad i=1,...,k \quad j=1,...,n_i$$
$$x_{ijl} \in \{0,1\}$$

Esta modelización también serviría en el caso de que quisiéramos grabar un recopilatorio en dos soportes en los que se pueda grabar de forma continua (dos discos compactos, dos diskettes, etc...).

4.- Resultados computacionales

Para no dejar este artículo como una mera exposición teórica de cómo se plantea y modeliza un problema, presentamos un ejemplo numérico. Lo hemos resuelto de dos formas distintas la primera usando la modelización presentada en el apartado 2 (para soportes de información continuos), y la segunda usando la modelización del apartado 3 (para soportes divididos en dos caras: las cintas de audio). Para resolver los problemas de programación entera hemos utilizado el programa CPLEX v5.0. Este programa para resolver este tipo de problemas utiliza el método Branch & Bound con posibilidad de añadir cortes en cada vértice con el propósito de eliminar soluciones no enteras, y llegar antes a la solución óptima.

Los datos del ejemplo son los siguientes:

$n=41$, $k=4$, $n_1=n_2=n_3=10$, $n_4=11$, $m_1=m_2=m_3=m_4=2$

Época 1	**Época 2**	Época 3	**Época 4**
3,4	4,45	4,7	4,53
5,35	4,9	4,18	3,7
4,33	3,26	4,85	4,66
3,48	3,71	4,5	4,23
4,81	3,33	4,01	4,06
5,2	5,55	5,58	3,56
5,05	3,78	4,18	4,71
3,48	3,96	4,2	4,26
4,8	3,23	4,18	4,35
5,21	3,16	4,11	3,66
			3,96

Tabla 4.1

4.1.- Para un soporte continuo

	C=30	C=45	C=74
Nº de iteraciones	89	785	970
Tiempo	0.02	0.19	0.24
F. Objetivo	30	45	74
Nº de canciones	8	10	16

Tabla 4.1.1

4.2.- Para un soporte dividido en dos caras

	$C_1=C_2=15$	$C_1=C_2=23$	$C_1=C_2=30$
Nº de iteraciones	8925	19527	126192
Tiempo	3.33	6.83	41.10
F. Objetivo	30	46	60
Nº de canciones	9	11	15

Tabla 4.2.1

5.- Un algoritmo para detectar la factibilidad del problema (P)

Es evidente pensar que si exigimos demasiadas canciones por época para la capacidad del soporte en el que queremos realizar la grabación, o en general si exigimos "demasiado" se va a traducir de forma inmediata en la no factibilidad del problema (P), por ello sería conveniente antes de intentar resolverlo pasar los datos por un sencillo algoritmo que nos dirá si hay al menos un punto factible.

En este apartado presentamos un algoritmo -posiblemente el más sencillo que se pueda pensar- basado en la idea de que si asignamos el valor uno a las variables correspondientes a las m_1 canciones más cortas de la primera época, las m_2 canciones más cortas de la segunda época, y así sucesivamente hasta la última época, y cero el resto de variables, obtendremos una solución que cumple obviamente las restricciones de integridad, y de mínimo de canciones por época, si tal solución no cumple la restricción de capacidad el problema (P) será obviamente no factible.

La suma de las duraciones de las m_i canciones más cortas de cada época la representaremos por $T_i = \sum_{l=1}^{m_i} d_{ij_l}$, donde d_{ij_l} es la l-ésima canción más corta de la época i-ésima.

El algoritmo sería el siguiente:

Paso 1: Cálculo de los T_i, $F = \sum_{i=1}^{k} T_i$.

Paso 2: Si $F \le C$ entonces pasamos a buscar el óptimo sino, el problema es no factible.

Para visualizar más claramente que es lo que tendríamos que escribir en un lenguaje de programación exponemos el algoritmo escrito en pseudocódigo.

<u>Procedimiento</u> factible (a(), C, m(), k, n(), sw)
Variables de entrada:

a() tipo matriz real, duraciones de las canciones. (Se pasa por valor)(3)
C tipo real, capacidad del soporte.
m() tipo vector entero, número de canciones mínimo por época.

k tipo entero, número de épocas.
n() tipo vector entero, número de canciones por época.

Variables locales:

i tipo entero, contador.
j tipo entero, contador.
l tipo entero, contador.
min tipo entero, contendrá el índice de la duración mínima.
cont tipo real, acumulador de la duración.

Variables de salida:

sw tipo lógico, verdadero si el problema es factible, falso en caso contrario.

```
cont=0
Desde i=1 hasta k
Desde j=1 hasta m(i)
min=j
Desde l=j+1 hasta n(i)
Si a(i,min)>a(i,l) entonces
min=l
Fin si
Fin desde
Intercambiar (a(i,min),a(i,j))
cont=cont+a(i,j)
Fin desde
Fin desde

Si cont>C entonces
sw="FALSO"
Sino
sw="VERDADERO"
Fin si
Fin procedimiento
```

6.- Conclusión

Y bien: a pesar de haber contemplado el criterio más simple para responder a la pregunta: ¿qué canciones grabar en el soporte? pensamos que las dos modelizaciones presentadas en este artículo son un primer intento de abordar una situación real, que puede ser útil para posteriores modelizaciones más ambiciosas.

7.- Agradecimientos

Para finalizar quiero expresar mi agradecimiento al profesor Marc Almiñana por el interés tomado en este trabajo, y en especial por su aportación al apartado 3 de este artículo.

Referencias

[1] Nemhauser, G.L y Wolsey, L.A. *Integer and Combinatorial Optimizacion*. John Wiley & Sons, Inc. 1988.
[2] Laurence A. Wolsey. *Integer Programming*. John Wiley & Sons. 1998
[3] Hamdy Taha. *Integer Programming*. Academic Press. 1975
[4] H. P. Williams. *Model Building in Mathematical Programming*. John Wiley & Sons. 1978
[5] Alfred V. Aho, John E. Hopcroft, Jeffrey D. Ullman. *Estructuras de datos y algoritmos*. *(Capítulo 8)*. Addison-Wesley Iberoamericana. 1988

--.--

(1) Podría tratarse de un diskette, un disco compacto, etc...

(2) Vamos a suponer que todas las canciones nos gustan por igual.

(3) La matriz a() se pasa por valor para que los cambios que se produzcan al realizar ordenaciones dentro de ella no trasciendan al programa desde el cual ha sido llamado el procedimiento "factible".

UN MUESTREO SISTEMÁTICO DE PASO ALEATORIO.

Cristina Fernández Alvaro.
Facultad de Informática y Estadística. Universidad de Sevilla.
cris_fernandez@mixmail.com
Begoña Salamanca Miño
Departamento de Estadística e Investigación Operativa. Facultad de Matemáticas.
Universidad de Sevilla.

Resumen del contenido.

El uso de diseños muestrales sistemáticos para la obtención de muestras en poblaciones finitas ha estado muy extendido desde los comienzos de la teoría de muestras a principio del siglo XX debido a su fácil manejo. No obstante los diseños sistemáticos clásicos tenían la dificultad de no ser estimables, en el sentido de no proporcionar estimadores directos del error de muestreo.

Han sido diversas las variantes introducidas sobre la versión original del muestreo sistemático para producir diseños estimables, algunas de las cuales se relacionan con hacer que el tamaño del paso del muestreo sistemático no sea constante.

En este trabajo introducimos los diseños muestrales sistemáticos de paso aleatorio Destacamos un diseño sistemático especial cuyo tamaño de paso es determinado por una ley hipergeométrica negativa, cuyos parámetros cambian secuencialmente y que nos permite obtener una muestra de tamaño fijo dado.
Demostramos que este diseño estimable coincide con el muestreo aleatorio simple, por lo que el problema de la determinación del error de muestreo se reduce en este diseño muestral fácilmente al emplear las fórmulas del muestreo aleatorio.

1.-INTRODUCCIÓN

Los diseños muestrales secuenciales ofrecen la posibilidad de obtener una muestra a la vez que vamos recorriendo la población, lo cual es de gran importancia especialmente en aquellas poblaciones en las que disponemos de la población de un modo determinado, por ejemplo si queremos conocer la opinión del público asistente sobre una obra teatral.

El primer proceso secuencial que se utilizó fueron los diseños muestrales sistemáticos:

- Bowley recurrió a una selección sistemática de uno de cada diez edificios en su encuesta de 1912.

- En las primeras aplicaciones del muestreo se utilizó el muestreo sistemático para obtener muestras sobre el uso de la tierra y estudio de bosques.

- También se obtuvo información suplementaria al censo en EEUU de 1940 a partir de muestras sistemáticas del mismo tamaño, una de cada veinte personas.

Ello no es extraño ya que, como nos dice Cochran (1971), en el diseño muestral sistemático *"es más fácil obtener la muestra y a menudo más fácil ejecutarlo sin errores"*.

En el esquema muestral secuencial, como hemos comentado, la muestra se extrae elemento a elemento. Siguiendo determinadas reglas podremos asegurar que la muestra obtenida pertenece a un determinado diseño muestral.

Si nos interesa que la muestra pertenezca a un *MAS(N,n)* uno de los métodos secuenciales más eficientes es el dado por Fan Muller y Rezucha (1962) que consiste en recorrer secuencialmente toda la población j=1,2,...,N y seleccionar el elemento j de la población con probabilidad:

$$\frac{n-n_j}{N-j+1}$$

siendo n_j el número de elementos ya seleccionados en las *j-1* primeras inspecciones si $j>1$ y $n_1=0$. El procedimiento finaliza cuando $n_j=n$.

Para ver los detalles consultar Fernández y Mayor (1995).

El muestreo sistemático clásico es el tipo de muestreo secuencial más sencillo ya que es muy fácil obtener la muestra de tamaño dado. Así, si disponemos de una lista telefónica el muestreo sistemático nos permite obtener la muestra recorriendo la población y escogiendo un elemento de cada n/N, si deseamos muestras de tamaño *n* de una población de tamaño *N*.

El muestreo sistemático clásico presenta un inconveniente importante: es un sistema muestral no estimable, es decir no permite obtener los errores de muestreo directamente, dado que cualquier par de elementos no puede aparecer en la muestra lo que impide la determinación directa de esta medida del error.

Para evitarlo se siguen tres caminos diferentes:

- El primero es a través de los métodos de estimación del error muestral por replicación, lo que suele ocasionar un aumento en el tamaño muestral.

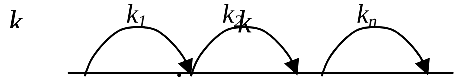
- Un segundo camino hace suponer que la población U que investigamos es una parte de una población más general, y sobre la que se supone ciertas hipótesis. Estos modelos de superpoblación nos permiten estimar el error de muestreo en base a las propiedades que las muestras poseen en la población general. Así sabemos que si la superpoblación es completamente aleatoria, como es el caso de poblaciones recogidas como son las listas alfabéticas de personas, se puede estimar el error de muestreo usando las fórmulas del muestreo aleatorio simple.

- La tercera vía supone variar los procedimientos de elección de las unidades muestrales para conseguir diseños estimables al hacer variable el tamaño de paso del muestreo sistemático lo que permite incluir cualquier pareja de elementos en la muestra.

En esta tercera dirección se incluyen los procedimientos que proponemos. Introducimos diseños muestrales sistemáticos en los que el paso del diseño es una variable aleatoria, que evoluciona de un paso a otro según una cierta regla. Con ello conseguimos diseños sistemáticos estimables al permitir que la probabilidad de inclusión de cualquier par de elementos de la población en la muestra sea siempre positiva. Además el diseño resultante debe no solo permitir poder extraer de un modo fácil la muestra de la población, sino poder determinar las probabilidades de inclusión que nos ayudan a establecer los errores de muestreo. Por ello damos un procedimiento de elección de las variables aleatorias que definen el paso, que nos conduce a que el diseño final sea el muestreo aleatorio simple con lo que las fórmulas para la determinación de los estimadores y lo errores de muestreo son de gran simplicidad.

2.-ESQUEMAS DE MUESTREO DE PASO ALEATORIO.

Como hemos comentado anteriormente el muestreo sistemático clásico, que establecía un criterio de paso constante (no aleatorio). no era estimable. El problema se centra en la determinación del paso. Nosotros para evitar esto consideraremos el paso como una variable aleatoria. El paso se lleva a cabo a través de la realización de una variable aleatoria, algo imprevisible a priori, por lo que de este modo cualquier par de elementos puede ser seleccionado.



La variable dependerá, siguiendo la misma idea del método de Fan, Muller y Rezucha, de los elementos de la población que ya hayamos recorrido y de los que queden por recorrer.

Concretamente consideraremos que el paso r-ésimo, K_r, se distribuirá según una ley hipergeométrica negativa:

$$HN\left(n-r+1, N-n-\sum_{i=1}^{r-1}k_i+r-1\right)$$

siendo k_i las realizaciones de los pasos anteriores $(k_0 = 1)$, N el tamaño poblacional y n el tamaño muestral.

El proceso o esquema de muestreo sería el siguiente:

Sea $U = \{i_1, \cdots, i_N\}$ la población en la que vamos a obtener una muestra de tamaño n.

Proceso:

Paso 1: Obtenemos un valor aleatorio de $HN(n, N-n)$. Tendremos el primer paso k_1, por lo que se selecciona el elemento i_{k_1}.

Paso 2: Obtenemos un valor aleatorio de $HN(n-1, N-n-k_1+1)$, k_2. Seleccionaremos a partir del elemento i_{k_1} el que nos proporciona el paso k_2, es decir, tenemos el elemento $i_{k_1+k_2}$.

Paso r: Obtenemos un valor aleatorio, k_r de la variable: $HN(n-r+1, N-n-\sum_{i=1}^{r-1} k_i + r - 1)$ por lo que seleccionaremos el elemento $i_{k_1+\cdots+k_r}$.

Seguiremos $r = r+1, ..., n$

Como en cada paso seleccionamos un elemento el procedimiento terminará en el paso n-ésimo.

Tras n pasos obtendremos una muestra de tamaño n con lo elementos de U $\left(i_{k_1}, i_{k_1+k_2}, \cdots, i_{k_1+k_2+\cdots+k_n}\right)$

Pasemos a ver características de este diseño:

Teorema 1:
El diseño es de tamaño fijo.

Demostración.-
Dada la evolución de las leyes hipergeométricas que determinan el tamaño del paso, o damos n pasos antes de recorrer la población y obtener la muestra, o terminamos de recorrer la población cogiendo los elementos con probabilidad uno para completar la muestra de tamaño n.

Teorema 2:

El diseño muestral anterior es equivalente a un MAS(N, n)

Demostración.-

Sea Y_r la variable que indica el índice del elemento seleccionado en el r-ésimo paso.
$Y_r = k_1 + \cdots + k_r \quad r = 1, ..., n$.
Sabemos además que: $K_r \mid Y_{r-1} = y_{r-1}$ se distribuye según: $HN(n-r+1, N-n-y_{r-1}+1) \quad r \geq 2$.
Es suficiente probar que para $1 \leq y_1 < y_2 < \cdots < y_r \leq N$

$$P[Y_1 = y_1, Y_2 = y_2, \ldots, Y_n = y_n] = = \frac{1}{N(N-1)\cdots(N-n+1)}$$

pues tendremos una muestra aleatoria simple ordenada.

Veamos el carácter markoviano de la secuencia $\{Y_r\}_{r=1}^n$. En efecto:

$$\begin{aligned}
&P[Y_1 = y_1, Y_2 = y_2, \ldots, Y_n = y_n] = \\
&= P[Y_1 = y_1] P[Y_2 = y_2 \mid Y_1 = y_1] \cdots \\
&\cdots P[Y_k = y_k \mid Y_{k-1} = y_{k-1}, \cdots, Y_1 = y_1] \\
&\cdots P[Y_n = y_n \mid Y_{n-1} = y_{n-1}, \cdots, Y_1 = y_1]
\end{aligned}$$

Por la definición de Y_r:

$$\begin{aligned}
&P[Y_1 = y_1, Y_2 = y_2, \ldots, Y_n = y_n] = \\
&= P[Y_1 = y_1] P[Y_2 = y_2 \mid Y_1 = y_1] \cdots \\
&\cdots P[Y_k = y_k \mid Y_{k-1} = y_{k-1}] \cdots P[Y_n = y_n \mid Y_{n-1} = y_{n-1}] =
\end{aligned}$$

Utilizaremos el símbolo de Pochammer definido como: $(a)_b = a(a-1)\cdots(a-b+1)$

Tenemos una población de N elementos de la que queremos obtener por muestreo sistemático una muestra de n elementos. Con la realización de $HN(n, N-n)$ obtenemos el primer elemento seleccionado:

$$P[Y_1 = y_1] = P[K_1 = y_1] = \frac{(N-n)_{y_1 - 1}}{(N)_{y_1}}$$

Para la selección del siguiente elemento consideraremos la población que nos queda, la que no hemos recorrido aún, es decir, tendremos: $N - y_1$ elementos, y tenemos que obtener aún una muestra de $n-1$ elementos. La realización de $HN(n-1, N-n-k_1+1)$ nos lleva al siguiente elemento.

$$P[Y_2 = y_2] = P[K_2 = y_2 - y_1] = = \frac{(N-n-y_1+1)_{y_2 - y_1 - 1}}{(N-y_1)_{y_2 - y_1}}$$

Para la siguiente extracción tenemos una población con: $N - y_2$ elementos y $n-2$ elementos muestrales aún por seleccionar.
Obtenemos la realización de $HN(n-2, N-n-k_1-k_2+2)$, que nos lleva al siguiente elemento.

$$P[Y_3 = y_3] = P[Y_3 = Y_2 + X_3] = P[K_3 = y_3 - y_2] = \frac{(N-n-y_2+2)_{y_3 - y_2 - 1}}{(N-y_2)_{y_3 - y_2}}$$

Así sucesivamente.

Tras la extracción *n-1* la población con la que contamos contiene $N - y_{n-1}$ elementos, y nos queda por seleccionar un elemento para completar la muestra.
Trabajaremos con la distribución: $HN(1, N-n-\sum_{i=1}^{n-1} k_i + n - 1)$.

$$P[Y_n = y_n] = P[Y_n = Y_{n-1} + X_n] = P[K_n = y_n - y_{n-1}] = \\
= \frac{(N-n-y_{n-1}+n-1)_{y_n - y_{n-1} - 1}}{(N-y_{n-1})_{y_n - y_{n-1}}}$$

Probabilidad final:

$$P[Y_1 = y_1, Y_2 = y_2, \ldots, Y_n = y_n] = \frac{(N-n)_{y_1-1}}{(N)_{y_1}}$$

$$\frac{(N-n-y_1+2)_{y_2-y_1-1}}{(N-y_1)_{y_2-y_1}} \cdots \frac{(N-n-y_{n-1}+n-1)_{y_n-y_{n-1}-1}}{(N-y_{n-1})_{y_n-y_{n-1}}} =$$

$$\frac{(N-n)_{y_n-n}}{(N)_{y_n}} = = \frac{(N-n)_{y_n-n}}{N(N-1)\cdots(N-n+1)(N-n)_{y_n-n}} =$$

$$\frac{1}{N(N-1)\cdots(N-n+1)}$$ ⁂

3.-COMPORTAMIENTO ASINTÓTICO

Cuando N sea muy grande y la fracción de muestreo $f = \frac{n}{N}$ pequeña, las variables aleatorias, K_i, hipergeométricas negativas, que determinarán el tamaño del paso en el muestreo sistemático de paso aleatorio, pueden aproximarse por una misma ley, $K \approx Ge(f)$, geométrica con parámetro la fracción de muestreo.

La ley geométrica es fácil de generar:

Generar $u \in U(01)$

$$y = inv\left(\frac{\ln u}{\ln(1-f)}\right)$$

entonces $y = Ge(f)$

Con lo que la elección de la muestra de tamaño *n* se hace al repetir n veces el procedimiento, e ir acumulando los números enteros obtenidos.

El tamaño esperado del recorrido de la muestra es N unidades $(= n\frac{N}{n})$, por lo que la muestra podrá ser de tamaño menor que *n*.

Para evitar tal problema podemos tener muestras de tamaño fijo, al considerar la población de un modo circular $\{i_1, i_2, ..., i_N, i_1, i_2 ...\}$ y comenzar al muestreo sistemático con paso generado por la ley geométrica $Ge(f)$ desde una unidad $i_{(1)}$ escogida al azar, entre todas las unidades de *U*.

4.-CONCLUSIONES.

Cuando se contempla el diseño que proponemos como un procedimiento secuencial de obtención de muestras aleatorias puede verse que tiene la ventaja sobre otros métodos secuenciales en que solo deben hacerse *n* extracciones aleatorias en lugar del tamaño poblacional *N* que presentan la mayoría de los procedimientos secuenciales aleatorios.
Además tiene la ventaja de que cuando el tamaño poblacional *N* es grande y la fracción de muestreo pequeña, el modelo anterior puede aproximar el tamaño de paso por una ley geométrica, con el mismo parámetro en todas las extracciones, lo que nos permite la obtención de la muestra aleatoria de tamaño dado con una mayor rapidez.

EJEMPLO

Supongamos que tenemos un libro de contabilidad donde hay anotadas facturas por valor de 60.000.000 ptas., y deseamos obtener treinta facturas para hacer un estudio de ellas, empleando el muestreo de la unidad de dólar. Tomamos 30 muestras de una ley $Ge(1/2.000.000)$
Vamos a simular con el paquete informático Maple V.

Calculamos un número aleatorio entre (1, 60.000.000) para aleatorizar la cuenta primera a partir de la cual vamos a contar y consideraremos la secuencia de cuentas cíclica.

Hemos obtenido que comenzamos por la peseta 43.443.012, con lo que estudiaremos la factura que acumule esa cantidad.
Las aplicaciones informáticas nos permiten generar directamente una distribución geométrica de la que obtenemos 30 realizaciones.

Las realizaciones muestrales resultan ser:
753.014; 11.759; 155.520; 2.064.763; 282.909; 2.229.942; 291.293; 9.568.150; 1.205.190; 2.716.324; 1.396.489; 443.922; 3.488.691; 9.631.426; 248.592; 833.479; 3.173340; 1.985.694; 2.667.031; 1.026.973; 392.796; 4.926.096; 660.663; 1.210.641; 2.930.972; 168.292; 1.858.382; 1.610.040; 4.442.290; 1.936.877.

Acumulamos estas realizaciones a partir de la peseta inicial. Si sobrepasamos la cantidad de 60.000.000 ptas. volvemos al principio.

Haciendo esto obtenemos la secuencia de números de pesetas que tenemos que buscar en las correspondientes facturas.

1	44.196.026	*16*	18.764.475
2	44.207.785	*17*	21.937.815
3	44.363.305	*18*	23.923.509
4	46.428.068	*19*	26.590.540
5	46.710.977	*20*	27.617.513
6	48.940.919	*21*	28.010.309
7	49.232.212	*22*	32.936.405
8	58.800.362	*23*	33.597.068
9	5.552	*24*	34.807.709
10	2.721.876	*25*	37.738.681
11	4.118.365	*26*	37.906.973
12	4.562.287	*27*	39.765.355
13	8.050.978	*28*	41.375.395
14	17.682.404	*29*	45.817.685
15	17.930.996	*30*	47.754.562

5.-BIBLIOGRAFÍA

BELLHOUSE D:R: (1988) *"Systematic sampling"* Handbook of Statistics Vol 6. Sampling (Krishnariah PR y Rao Eds) 125-145. North-Holland

BUCKLAND W.R. (1950) *"A review of the literature of sistematic sampling"* J. Royal Stat. Soc B13, 208-215.

COCHRAN W.G. (1971) ***Técnicas de muestreo***. CECSA. México.

FERNANDEZ F.R., MAYOR J.A. (1995) ***Muestreo en poblaciones finitas: Curso básico.*** EUB. Barcelona.

HEDAYAT A.S, SINHA B. (1991). ***Desing and Inference en Finite Population Sampling.*** Wiley. New York.

IACHAN R (1982) *"Systematic Sampling: a critical survey"* International Stat Review, 50, 213-303.

MUESTREO POR TRANSECTOS LINEALES CON VARIACIÓNA LO LARGO DE LA LÍNEA DE REFERENCIA

María Macarena Muñoz Conde y María Teresa Herrera Hueso.
Universidad de Sevilla.
Departamento de Estadística e Investigación Operativa.

---

1. Resumen

Dentro del Medio Ambiente, uno de los problemas que se plantea es conocer el número de elementos que de determinadas especies de animales o vegetales se encuentran en un cierto espacio. Para abordar este problema existen diferentes técnicas estadísticas. Una de ellas es el muestreo por transectos lineales, que se desarrolla bajo distintas hipótesis. En este caso, se considera la situación de que dicho muestreo se aplique a zonas espaciales amplias, y por tanto hay que considerar un posible comportamiento no homogéneo del terreno respecto a ciertas variables, como pueden ser: el clima, tipo de terreno, etc. Para contemplar esta posible variación se propone como modelo para la probabilidad de observar un elemento el de una mixtura de distribuciones. El modelo que se estudia contiene como caso particular a modelos ya estudiados. Además, se aborda la estimación de los parámetros de la mixtura mediante el método iterativo de Newton-Raphson utilizando el módulo LE del paquete estadístico BMDP.

2. Introducción.

Hampel y otros recogen en el prólogo de un libro publicado en 1986 que “ *La Estadística es el arte y la ciencia de extraer información útil de datos empíricos*”. Desde esta perspectiva puede decirse que la Estadística se aplicará de forma indistinta en cualquier campo de la Técnica o la Ciencia, donde se pueda obtener información susceptible de ser expresada mediante datos; sin embargo, es necesario reconocer que los métodos estadísticos pueden tener distinta intensidad en cuanto a su aplicación dependiendo del campo donde hayan de ser utilizados, lo que suele ocurrir dentro de lo que se denomina Medio Ambiente, del que Folch (1999) indica que es “*…el medio, el ámbito en que pasan las cosas*”, o bien, “ *es el resultado de integrar numerosos parámetros percibidos como un todo por los organismos vivos, quienes se limitan a vivirlos sin necesidad de analizarlos”*.

Uno de los problemas que se estudian dentro del Medio Ambiente son los relativos a la biodiversidad, que consiste en determinar la diversidad de especies animales y/o vegetales y la posible abundancia de éstas; la cual puede caracterizarse, bien por el número de elementos existentes o la densidad de éstos en el espacio o zona estudiada, o por cualquier otro parámetro que pueda representarla.

Para el estudio de la abundancia de una determinada especie, es necesario conocer o al menos fijar si lo que se estudia tiene una estructura de población cerrada o abierta, ya que ello condiciona la técnica a emplear. En este sentido se define población cerrada de la forma siguiente:

Definición 1- Población cerrada es aquella que permanece invariante en cuanto a su composición durante la realización del estudio.

La definición de población abierta surge como contraposición a la dada de población cerrada.

Una de las técnicas estadísticas que suelen emplearse para estudiar la abundancia de una determinada especie animal o vegetal en poblaciones cerradas es el muestreo por transectos lineales, el cual suele ser rápido de aplicación y de costo bajo.

3. Muestreo por Transectos Lineales.

En el muestreo por transectos lineales, el observador se mueve (a velocidad constante) a través de una línea que la llamaremos de referencia, anotando la localización relativa respecto a dicha línea de todos los elementos de la especie estudiada que ha identificado. El observador puede desplazarse a lo largo de la línea, como indica Thompson (1992), por distintos métodos de transporte, dependiendo del estudio que se esté realizando y de las dimensiones de la zona a estudiar.

La localización relativa de los elementos de la población puede ser delimitada por una o varias de las siguientes variables representadas en (Fig.1):

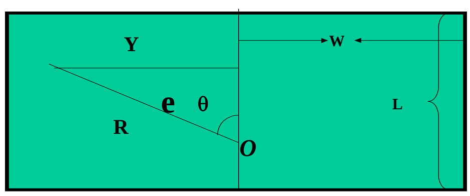


Fig.1

Distancia radial: Es la distancia del observador (O) al elemento observado (e) y que se representa por *R*.

Distancia perpendicular: Es la distancia desde el elemento observado (e) al camino por donde circula el observador y que se representa por Y.

Ángulo de observación: Es el ángulo que se forma entre el camino por donde circula el observador y la línea que une a éste con el elemento observado y que se representa por θ.

En el muestreo por transectos lineales suelen fijarse diferentes hipótesis para construir el modelo estadístico que permita realizar las correspondientes estimaciones. Las hipótesis más tradicionales en este tipo de muestreo son las siguientes:

1. Los elementos a observar se suponen distribuidos de forma independiente sobre un plano siguiendo algún modelo estocástico y con una densidad D (por unidad de área) de elementos.

2. Se dispondrá de una línea de longitud conocida L, situada de forma aleatoria en el plano.

3. Existe una función $g(y)$ que es la probabilidad de observar un elemento dado que se encuentra a una distancia *y*.

g(y)= P[Observar un Elemento| *y*]

4. La función *g(y)* verifica $0 \le g(y) \le 1, g(0) = 1$ y será una función decreciente respecto a la distancia *y*.

5. Mientras se efectúa el muestreo los elementos se suponen fijados y ninguno puede ser observado más de una vez.

6. No se cometen errores de medidas.

7. Las observaciones se suponen sucesos independientes.

Las hipótesis indicadas se expresan de forma distinta en la bibliografía de esta materia, unas veces expresándolas en un orden diferente, otras agrupándolas o descomponiéndolas, como puede verse en Ramsey (1979) y en Ramsey y otros (1988).

3.1 Modelo Estadístico para el Muestreo por Transectos Lineales.

Los transectos suelen ser recorridos suponiendo una distancia perpendicular máxima fijada a cada lado W; en este caso el observador sólo registra observaciones que se presentan dentro de una franja con amplitud W, ignorando o no buscando los elementos que estén fuera de ellas (Fig.1).

Al encontrarnos sobre una línea de longitud L y una franja de amplitud W, el área que se está observando tendrá un tamaño $A = 2LW$. En este área se define la variable aleatoria "número de elementos" y que se representará por N_W, la cual por la hipótesis impuesta para la densidad de elementos por unidad de superficie, cumplirá:

$$E[N_W] = 2LWD$$

Esta aproximación hace que los problemas de estimación puedan plantearse bien sobre N_W o sobre D. En lo que sigue se considerará D como el parámetro a estimar.

Los elementos de la población que se observan en el transecto vienen caracterizados por una variable aleatoria bidimensional (Z_i, Y_i) para $i = 1, 2, \ldots, N_W$, donde: Z_i sigue una bernouilli:1 si el elemento i-ésimo es observado y 0 en caso contrario.

Y sea

$$Z = \sum_{i=1}^{N_W} Z_i$$

el número de elementos observados en el transecto lineal. La variable aleatoria Y es la distancia perpendicular a la que se observa un elemento y tendrá como recorrido para cada franja del transecto el intervalo $[0, W]$.

Luego la probabilidad de observar un elemento en una franja de amplitud W será:

$$P[Z_i = 1] = P_W$$

y si,

$$\mu_W = \int_0^W g(y)\,dy \Rightarrow P_W = \frac{\mu_W}{W}$$

Por lo que al ser $E(Z_i) = P_W$,

$$E(Z) = 2LWDP_W = 2LD\mu_W.$$

De esta última ecuación se deduce que bastará disponer de un estimador de μ_W para tener un estimador de la densidad D.

3.1.1.Estimación de D.

Se supone que al recorrer la línea de longitud L se han observado a izquierda y derecha de la misma un total de *n* elementos $(Z_1, Y_1), (Z_2, Y_2), \ldots, (Z_n, Y_n)$. Por las hipótesis establecidas estas observaciones son independientes.

Como la función de densidad de la distancia vertical dado que se ha observado un elemento es:

$$f(y/z) = \frac{g(y)}{\mu_W} \quad \text{para} \quad y \in (0, W).$$

Se tiene como estimador de la densidad,

$$\hat{D} = \frac{\sum_{i=1}^{N_W} Z_i}{2L\hat{\mu}_W} \Rightarrow \hat{D} = \frac{n}{2L}\widehat{\left(\frac{1}{\mu_W}\right)}$$

luego,

$$\hat{D} = \frac{n}{2L}\widehat{\left(\frac{1}{\mu_W}\right)} \Rightarrow \hat{D} = \frac{n\widehat{f(0/z)}}{2L}$$

tal como se tiene en Thompson (1.992) y la estimación de la función de densidad podrá hacerse como es habitual, tanto por métodos paramétricos, como por robustos y no paramétricos, como indican Buckland (1992) y Buckland y otros (1993). En este caso se planteará una estimación dentro de los métodos paramétricos y como es habitual se supondrá una cierta expresión, para la probabilidad de observar un elemento dado que se ha observado a una determinada distancia vertical.

4. Modelo de Muestreo por Transectos Lineales con Variación Longitudinal.

La aplicación del muestreo por transectos supone disponer de una superficie sobre la que se realizan las observaciones y en la que se pueden tener uno o más transectos. De las hipótesis establecidas en este tipo de muestreo se desprende que los espacios que dan lugar a los transectos son homogéneos respecto a ciertas características que inciden en la presencia de los elementos que se estudian. Sin embargo, cuando los espacios son amplios se podría considerar cierta variabilidad en ellos, que en muchos casos no están determinadas previamente, debiendo reflejarse ello en la función $g(y)$. En nuestro caso se supondrá que esta variabilidad se produce a lo largo de la línea de referencia con longitud L, y se abordará el modelo para un único transecto.

Para expresar la variación longitudinal dentro del transecto se considerará como función

$g(y) = P\left[\text{Observar un elemento}/y\right]$ la siguiente:

$$g(y) = \frac{1}{k}\sum_{j=1}^{k}\exp\left(-\lambda_j y\right) \text{ con } \lambda_j > 0 \forall j, y \geq 0$$

Que verifica: $0 \leq g(y) \leq 1,\ g(0) = 1$ y es una función decreciente.

De ella se obtiene,

$$\mu_W = \int_0^W g(y)\,dy = \frac{1}{k}\sum_{j=1}^{k}\left(\frac{1}{\lambda_j} - \frac{\exp\left(-\lambda_j W\right)}{\lambda_j}\right)$$

y la probabilidad de observar un elemento en el transecto viene dada por:

$$P_W = \frac{2L\frac{1}{k}\sum_{j=1}^{k}\left(\frac{1}{\lambda_j} - \frac{\exp\left(-\lambda_j W\right)}{\lambda_j}\right)}{A}$$

Si se considera que $W \to \infty$, lo que es una situación bastante común en la práctica y más para el modelo aquí descrito, donde se supone una superficie amplia, se tiene:

$$P = \frac{2L\sum_{j=1}^{k}\frac{1}{k\lambda_j}}{A}$$

y la función de densidad condicionada $f(y/z)$ viene dada por:

$$f(y/z) = \frac{\sum_{j=1}^{k}\exp\left(-\lambda_j y\right)}{\sum_{j=1}^{k}\frac{1}{\lambda_j}},$$

pudiéndose expresar también como,

$$f(y/z) = \sum_{j=1}^{k}\frac{\prod_{r=1,r\neq j}^{k}\lambda_r}{\sum_{j=1}^{k}\prod_{r=1,r\neq j}^{k}\lambda_r}\lambda_j\exp\left(-\lambda_j y\right)$$

esta función de densidad supone una variación longitudinal a lo largo de la línea de referencia y donde las componentes de la mixtura delimitan zonas horizontales como se indica en la (Fig.2).

V a r i a c i ó n l o n g i t u d i n a l e n f r a n j a s

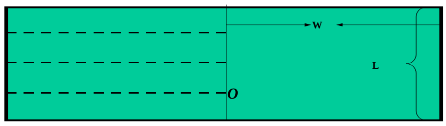


Fig.2

Para el caso k=1 se tiene el modelo estudiado por Gates y otros (1968).

4.1. Función de Verosimilitud.

Si se considera que en el transecto existen N elementos de los que se han observado n de ellos con sus correspondientes distancias perpendiculares, se obtiene como función de verosimilitud condicionada al número de observaciones,

Estimador de *N*.

$$\frac{L_N\left(y_1, y_2, ..., y_n, n\right)}{L_{N-1}\left(y_1, y_2, ..., y_n, n\right)} =$$

$$= \frac{N}{N-n}\left(1-P\right) \geq 1 \Rightarrow n \geq NP$$

$$\frac{L_N\left(y_1, .., y_n, n\right)}{L_{N+1}\left(y_1, .., y_n, n\right)} = \frac{N+1-n}{\left(N+1\right)\left(1-P\right)} \geq 1$$

$$\Rightarrow N+1-n \geq \left(N+1\right)\left(1-P\right)$$

$$\Rightarrow NP \geq n - P > n-1$$

de lo que se concluye,

$$n-1 < n-P \leq NP \leq n,$$

teniendo como solución la dada por:

$$\widehat{N = \left[\frac{n}{P}\right]},$$

donde [.] significa, la parte entera.

4.1.2- Estimadores de λ_j, j= 1,..,k.

$$f\left(y_1,..,y_n/n\right)=\prod_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{k}\frac{\prod_{j=1}^{k}\lambda_j}{\sum_{j=1}^{k}\prod_{r=1,r\neq j}^{k}\lambda_r}\exp\left(-\lambda_j y_i\right)$$

donde el número de elementos que se observan en el transecto viene caracterizado por una variable aleatoria X que se distribuye según una ley binomial $Bi\left(N,P\right)$, siendo la función de verosimilitud conjunta la dada por:

$$L\left(y_1,..,y_n,n\right)=$$

$$=\binom{N}{n}P^n\left(1-P\right)^{N-n}\prod_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{k}\frac{\prod_{j=1}^{k}\lambda_j}{\sum_{j=1}^{k}\prod_{r=1,r\neq j}^{k}\lambda_r}\exp\left(-\lambda_j y_i\right)$$

A la que se han de calcular los estimadores de N y λ_j para $j=1,2,...,k$

Según se ha demostrado anteriormente, la función de densidad condicionada de la variable aleatoria Y, corresponde a una mixtura de k distribuciones exponenciales negativas. Por tanto, dado n, se puede proceder a la estimación por máxima verosimilitud de los parámetros λ_j, $j=1,2,...,k.$ Ante la falta de una solución analítica es necesario la aplicación de algún método de optimización , a pesar de que ninguno de ellos garantiza la convergencia a un máximo global. Entre los diversos programas disponibles para efectuar esta tarea, puede destacarse por su facilidad de uso el módulo LE del paquete estadístico BMDP (1990), cuyo objetivo es obtener estimadores de máxima verosimilitud aplicando el procedimiento iterativo de Newton-Raphson. Para ello BMDP calcula analíticamente, de forma exacta, el vector gradiente y la matriz Hessiana, necesarios para actualizar en cada etapa del algoritmo el vector de parámetros a estimar, partiendo de una asignación inicial por parte del usuario. Además el usuario puede especificar extremos inferiores y superiores para cada uno de los parámetros, limitando así el espacio paramétrico. Como ilustración, se recoge en el Anexo las instrucciones necesarias para aplicar el procedimiento iterativo de Newton-Raphson y los resultados que se obtienen al emplearlo en una mixtura de exponenciales negativas.

5. Bibliografía.

[1] BMDP (1990). BMDP V7.0 Statistical Software Manual, Volumen2. BMDP Statistical Software Inc.

[2] Buckland, S.T. (1992). Fitting Density Functions with Polynomials. Applied Statistics. Vol. 41, pp.63-76.

[3] Buckland, S.T.; Anderson, D.R.; Burnham, K.P. and Laake, J.L.(1993). Distance Sampling. Estimating Abundance of Biological Populations. Ed. Chapman & Hall.

[4] Folch, R.(1999). Diccionario de Sociología. Ed. Planeta.

[5] Gates, Ch. E., Marshall, W.H. and Olson, D.P. (1968) Line Transect Method of Estimating Grouse Population Densities. Biometrics Vol. 24, pp. 135-145.

[6] Hampel, F.R.; Ronchetti, E.M.; Rousseeuw, P.J. and Stahel, W.A. (1986). Robust Statistics. The Approach Based on Influence Functions. Ed. John Wiley & Sons.

[7] Ramsey, F.L. (1979). Parametrics Models for Line Transect Surveys. Biometrika Vol. 66, pp. 505- 512.

[8] Ramsey, F.L.; Gates, C.E.; Patil, G.P. and Taille, C. (1988). On Transect Sampling to Assess Wildlife Populations and Marine Resources. En Handbook Statistics, eds. P.R. Krishnaiah and C.R. Rao. Vol. 6, pp. 515- 532.

[9] Ripley, B.D. (1981). Spatial Statistics. Ed John Wiley & Sons.

[10] Thompson, S.K. (1992). Sampling. Ed. John Wiley & Sons, Inc.

Anexo

A continuación se ilustra la aplicación del procedimiento de Newton-Raphson, para lo que se genera una muestra aleatoria de tamaño 500 correspondiente a una mixtura de dos exponenciales negativas, de acuerdo al modelo del apartado 4, con parámetros λ_1=0.1, λ_2=0.25. Se aplicó el programa BMDP LE mediante las siguientes instrucciones:

```
/ input       file='mixtu2.dat'.
              var=1.  format=free.
/ var         names=y.
/ estimate    parameters=2.
              iter=100.
/ parameter   names=la1, la2.
              minimum=0,0.
              maximum=1,1.
              initial=0.4, 0.4.
/ density     f= (la1*la2)/ (la1+la2)* (exp(-la1*y)+ exp(-
la2*y)).
/ end
```

Mediante el párrafo *density* se indica la expresión de la función de densidad correspondiente a la mixtura considerada, que depende de dos parámetros, denominados la1 y la2. Ambos son inicializados en 0.4, estableciendo (0, 1) como intervalo de búsqueda y limitando a 100 el número máximo de iteraciones del algoritmo de Newton-Raphson. El siguiente listado muestra de forma reducida trece iteraciones del proceso iterativo realizado:

LOG LIKELIHOOD	la1	la2
-2039.775	.40000	.40000
-1873.814	.40000	.31098
-1834.241	.33081	.31098
-1737.576	.25934	.31098
-1687.159	.25934	.24725
-1603.691	.18719	.24725
-1596.514	.06163	.09582
- 1542.014	.08879	.13446
-1532.159	.10459	.16497
-1530.713	.10338	.20536
-1530.298	.10438	.23596
-1530.225	.10465	.25592
-1530.220	.10477	.26298
-1530.220	**.10478**	**.26376**

Tras la convergencia del logaritmo de la función de verosimilitud, se llega a estimaciones finales de los parámetros (0.10478 y 0.26376), próximas a los valores reales (0.1,0.25). Varias repeticiones del algoritmo desde puntos iniciales distintos condujeron a estimaciones finales muy similares.

Noticias

INFORMACION INE

Mercedes Manjavacas (INE)

Publicaciones editadas por el INE, durante el mes de Enero de 2001:

Estadística sobre las actividades en Investigación Científica y Desarrollo Tecnológico (I+D) 1999. Fecha de publicación: 24 de Enero de 2001. 228 págs. 2.600 ptas.

Boletin Trimestral de Coyuntura. Número 78. Diciembre de 2000. Con publicación electrónica. Fecha de publicación: 24 de Enero de 2001. 312 págs. 3.500 ptas.

Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud 1999. Avance de resultados. Datos básicos (Folleto). Fecha de publicación: 19 de Enero de 2001. 32 págs. 300 ptas.

Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios. Tercer Trimestre de 2000. Publicación electrónica en PC-AXIS. Fecha de publicación:16 de Enero de 2001 781 ptas..

Boletín Mensual de Estadística. Número 108. Diciembre de 2000. Con publicación electrónica. Fecha de publicación: 15 de enero de 2001. 330 págs. 2.400 ptas.

Ultimas cifras 12/00. Fecha de publicación: 15 de enero de 2001. Publicación gratuita.

Otras Noticias INE:

1- 5º Programa Marco:
En el Diario Oficial de las Comunidades Europeas del 27 de Enero de 2001 ha salido la 6ª convocatoria de propuestas para proyectos de investigación y desarrollo tecnológico del 5º Programa Marco, en el ámbito de Tecnologías de la Sociedad de la Información (IST). En el programa de trabajo de IST hay varios campos en los que la estadística y la investigación operativa pueblen caber. Mas información: www.cordis.lu/ist.

2. Proyecto BayOff:
Ha sido finalizado el proyecto "BayOff: Estudio de la Factibilidad de la Aplicación de Métodos Bayesianos a la Estadística Oficial", dirigido por el Profesor David Ríos (drios@escet.urjc.es) y en el que participaron José Luis Cervera (INE) y Petros Dellaportas (Universidad de Atenas). El proyecto, financiado por la Comisión Europea desde 1998, cuenta con una página web con los resultados más significativos: http://venus.escet.urjc.es/~bayoff/.

3. La revista 'Survey Stastician' de la Asociación Internacional de Estadísticos de Encuestas (IASS, sección del ISI) se encuentra disponible de forma gratuita y en español en la pagina web del Instituto (http://www.ine.es/revistas/estaencu/estaencu.htm) en virtud de un acuerdo con esta asociación por el que el INE se comprometió a su traducción a cambio de su difusión gratuita.

4. José Luis Cervera (jlcervera@ine.es, INE) ha sido nombrado editor asociado de la revista del Instituto Internacional de Estadística (International Statistical Review, ISR), con el mandato por parte de los editores de potenciar la aparición de artículos de estadísticos de lengua española en la revista. La reviste tiene dos áreas: estadística matemática (editor: Vijay Nair) y estadística oficial (editor: Wim de Vries). Los artículos deben ser 'autocontenidos' en la medida de lo posible, ya que van dirigidos a estadísticos de todo el mundo, muchos de los cuales no tienen fácil acceso a las referencias. Más información sobre la revista en http://www.cbs.nl/isi/isr.htm.

5 Nuevos miembros del ISI. En los dos últimos años han sido elegidos miembros del ISI los siguientes estadísticos del INE:
1999 - Rosa Bermúdez, Pedro Revilla.
2000 - Florentina Alvarez, Jose Luis Cervera.
2001 - Ildefonso Villan, Antonio Argüeso.
Con ello aumenta la participación española en el ISI. La sección de estadística oficial (IAOS) está presidida hasta el congreso de Agosto de 2001 por Pilar Martín-Guzman (Universidad Autónoma de Madrid).

DIRECCIONES DEL INE DE ATENCION AL PUBLICO

INE Pº de la Castellana, 183. Tfno: 91.583.91.00 http://www.ine.es 28046 Madrid

INDICE (La librería del INE) Tfno: 91.583.94.38 e-mail: indice@ine.es Lunes a Viernes de 9 a 14 horas

AREA DE INFORMACION Tfno: 91.583.91.00 e-mail: info@ine.es Lunes a viernes de 9 a 14 y de 16 a 18 horas

BIBLIOTECA Tfno: 91.583.94.10

VII PREMIO DE INVESTIGACION OPERATIVA "GENERAL FERNANDEZ CHICARRO"

Por resolución 16/2001 de 25 de Enero, de la Subsecretaría, por la que se convoca el premio de Investigación Operativa "General Fernández Chicarro".

Con la finalidad de promover, potenciar y difundir la investigación, tanto individual como de equipos o institucional, en los multiples campos que afectan a la defensa nacional, el Ministerio de Defensa convoca el VII Premio de Investigación Operativa "General Fernández Chicarro".

Bases del premio:

Primera: Podrán optar al Premio tanto personas físicas (bien a título individual, bien integradas en grupos de trabajo) como jurídicas, españolas y extranjeras.

Segunda: El tema será de libre

elección, basando sus soluciones en las técnicas de Investigación Operativa, y que sea de aplicación dentro del campo de la Defensa.

Tercera: Los trabajos deberán ser inéditos, escritos en castellano y con seudónimo.

Cuarta: Los trabajos se remitirán por quintuplicado, acompañados de un resumen que no exceda de 500 palabras, a la Secretaria General Técnica del Ministerio de Defensa, Subdirección General de Servicios Técnicos y Telecomunicaciones, c/ Juan Ignacio Luca de Tena, 30, 28027.- Madrid, hasta el 15 de julio de este mismo año. En sobre cerrado se especificará el seudónimo y los datos de identidad del autor o autores.

Quinta: El jurado estará compuesto por:

Presidente: La Secretaria General Técnico del Ministerio de Defensa.
Vicepresidente: El Subdirector General de Servicios Técnicos y Telecomu-nicaciones.
Vocales: El Jefe de Area de Información y de Ayuda a la Decisión de la Subdirección General de Servicios Técnicos. El Jefe del Centro de Investigación Militar Operativa (CIMO) de la Subdirección General de Servicios Técnicos y Telecomunicaciones. El Jefe del Gabinete de Investigación Militar Operativa del Ejército de Tierra. El Jefe del Gabinete de Investigación Operativa de la Armada. El Jefe del Gabinete de Investigación Militar Operativa del Ejército del Aire.
Secretario: Actuará como Secretario el Oficial superior u Oficial que ejerza tal función en la Comisión Asesora de Investigación Militar Operativa (CADIMO).

El Presidente podrá designar como miembros del Jurado, a propuesta del CIMO, hasta un máximo de dos personas de reconocido prestigio en el campo de la Investigación Operativa.

Sexta: Los criterios de valoración por parte del Jurado serán los siguientes:

a) Interés temático para la Defensa Nacional.
b) Actualidad y relevancia para la Investigación Militar Operativa.
c) Metodología Científica. Originalidad y creatividad. Calidad científica . Tratamiento informático.

Séptima: El fallo del Jurado, que será inapelable, se producirá antes del 31 de diciembre de 2001 y será publicado en el "Boletín Oficial del Estado" y en el "Boletín Oficial del Ministerio de Defensa". Por escrito se comunicará directamente a los galardonados la fecha y el lugar del acto oficial en el que tendrá lugar la entrega del Premio.

Si los trabajos presentados no tuvieran el interés o calidad científica necesarios, el Premio podrá ser declarado desierto.

Octava: El premio tendrá las siguientes dotaciones económicas.

Primer premio: 1.500.000 pesetas.
Segundo premio: 700.000 pesetas.
Tercer premio: 400.000 pesetas.
Un accésit de: 225.000 pesetas.

Novena: El Ministerio de Defensa se reservará los derechos de explotación y difusión de los trabajos premiados por un plazo de tres años, ajustándose siempre a lo establecido en el Real Decreto Legislativo 1/1996, de 12 de abril, sobre la Propiedad Intelectual.

Décima: De los trabajos no premiados será devuelto un ejemplar al autor o autores, quedando el resto de las copias a disposición de la Secretaría General Técnica para constancia.

Undécima: No se mantendrá correspondencia en torno a los trabajos presentados.

Duodécima: La participación en este Premio supone la aceptación de las bases en todas sus puntos.

ELABORACION DEL WORLD DIRECTORY OF MATHS

Carlos Andradas

Estimado socio/a:

España es socio fundador de la Unión Matemática Internacional (UMI) habiéndose estructurado la participación en la misma a través del Comité Español UMI formado por los presidentes y un representante de las sociedades RSME.SCM, SEIO y SEMA. Uno de los objetivos prioritarios del Comité Español UMI es incrementar la presencia de matemáticos españoles en los foros internacionales y en todas las actividades de la UMI, entre las que figura la elaboración del World Directory of Mathematicians cuya última edición (la número 11) se elaboró en 1998, por lo que está próxima su actualización, correspondiendo al Comité Español UMI proporcionar la lista de matemáticos españoles para el World Directory.

El Comité español UMI quiere animar a todos los matemáticos españoles a figurar en el mismo. Para ello hemos pensado que lo mas eficaz es utilizar la base de datos QMAT de matemáticos españoles que, como sabrás, ha creado el CINDOC (Centro de Información y Documentación Científica; dependiente del CSIC) con ocasión del año 2000. Puedes acceder a dicha base de datos e inscribirte en ella on-line en la dirección: http://www.cindoc.es/investigación/matematicas-intro.html.

Por eso te rogamos que si ya te has inscrito en ella compruebes si tus datos son correctos y si aun no te has inscrito lo hagas ANTES DEL 30 DE ABRIL. Si te resulta difícil acceder on-line a dicha base de datos puedes también notificar tus datos a la Sociedad Matemática para que ellos los transmitan al CINDOC. Por favor, utiliza esta vía sólo en caso de necesidad.

Desde el Comité Español UMI creemos que pequeños detalles como estos van haciendo que la presencia matemática española se vaya acercando al peso real que nuestra producción matemática tiene. Te rogamos que transmitas este mensaje a los compañeros de departamento que no sean socios de ninguna de las sociedades matemáticas pero quieran figurar en el World Directory of Mathematicans. Muchas gracias por tu colaboración.

TESIS DOCTORALES LEIDAS EN ESTADISTICA E INVESTI-

GACION OPERATIVA

*** Elección de los parámetros que intervienen en un modelo de regresión local.**

AUTOR/A:María Dolores Martínez Miranda; DIRECTOR: Andrés González Carmona; FECHA DE LECTURA: 20 de Octubre de 2000, Departamento. de Estadística e Investigación.Operativa, Universidad de Granada.; RESUMEN: Esta memoria se enmarca dentro del campo de la regresión no paramétrica, buscando como objetivo fundamental la estimación de la función de regresión. El contexto que se ha asumido es de tipo univariante y bajo una situación general de heterocedasticidad en el modelo de regresión. Entre todas las técnicas de regresión no paramétrica que se han desarrollado en este campo, nos hemos centrado en la denominada regresión polinomial local, la cual ha cobrado un gran interés en los últimos años debido a su buen comportamiento y ventajas sobre otras que se van quedando relegadas, como es la regresión por estimadores tipo núcleo, ya que se presentan graves problemas de sesgo en la frontera. Y tomamos como problema central de esta tesis la elección del denominado ancho de banda o par metro de suavizamiento, que determina el buen comportamiento del estimador polinomial local de la función de regresión. El problema de la selección del ancho de banda ha sido ampliamente estudiado y ha originado una gran cantidad de literatura.

Son muchos los procedimientos desarrollados para su selección, en distintos contextos y para las distintas técnicas de regresión no paramétrica. En esta memoria realizamos una clasificación de todos ellos y recogemos algunos de las mas importantes desarrolladas recientemente para la regresión polinomial local.

Le metodología bootstrap ha sido empleada por diversos autores para la elección del parámetro ancho de banda , en la estimación no paramétrica de densidades, obteniendo resultados bastante satisfactorios. Las generalizaciones a la regresión fueron inicialmente planteadas por Hall (1990), en casos sencillos, no obstante éstas aproximaciones no resultan competitivas con otros selectores desarrollados en esta memoria, y además no han sido generalizadas a los estimadores polinomiales locales., que ocupan nuestra atención.

En este trabajo se propone la metodología bootstrap como vía de selección de ancho de banda, bajo tres perspectivas. La primera supone realizar un bootstrap sobre los pares de observaciones, a los que nos referiremos como bootstrap clásico sobre los pares, y las dos restantes realizan un bootstrap sobre los residuos del modelo, según la metodología clásica, y según la variante denominada *wild bootstrap* sobre los residuos.

De las tres versiones propuestas, la heterocedasticidad supuesta en el modelo de regresión y algunas consideraciones hechas por Efron(1993) sobre el remuestreo de los pares, nos llevan a inclinarnos por la versión *wild bootstrap* sobre los residuos. Para dicha modalidad hacemos un estudio de sus propiedades teóricas, bajo un punto de vista asintótico, que validan el uso del procedimiento, además de un estudio de simulación que describe el comportamiento del selector bootstrap para muestras finitas. Los primeros resultados obtenidos resultan bastante satisfactorios, no obstante se han propuesto modificaciones posteriores, que lo hacen competitivo con otros, como los de Fan y Gijbels(1995) y Ruppert (1997), cuya bondad ha sido probada en la literatura, pero que presentan una mayor complejidad de cálculo y de tratamiento, que el aquí descrito.

*** Obtención de cortes Fenchel para problemas de programación entera mixta**

AUTORA: Mª Teresa Ramos García; DIRECTOR: Jesús Sáez Aguado; FECHA DE LECTURA: 29 de noviembre de 2000, Departamento de Estadística e Investigación Operativa de la Universidad de Valladolid. RESUMEN: El objetivo de la programación entera es la optimización de una función en presencia de restricciones con la condición añadida de que alguna o todas sus variables han de ser enteras. El algoritmo principal para la resolución de este tipo de problemas es el algoritmo de branch and bound que utiliza las relajaciones como principal herramienta para la obtención de cotas. Con el fin de mejorar los resultados computacionales obtenidos las investigaciones se han centrado en los últimos años en la reducción del árbol de ramificación, ya sea obteniendo buenas cotas o la descripción lineal, completa o parcial, de la envolvente convexa de las soluciones factibles, objetivo este último, que persiguen las técnicas poliédricas en programación entera. La mayor parte de las familias de desigualdades válidas conocidas parten de un conocimiento teórico del poliedro subyacente. En cuanto a la obtención de buenas cotas, una de las técnicas más utilizadas en la actualidad es la relajación lagrangeana. Los planos de corte Fenchel, que dan la descripción lineal del poliedro subyacente en un problema de programación entera, resuelven el problema convexificado asociado a cualquier relajación lagrangeana integrando de esta forma, las técnicas poliédricas con la relajación lagrangeana.

Hasta este momento, sólo se habían estudiado las desigualdades Fenchel para algunos problemas de programación 0-1. De hecho para modelos de programación entera mixta son escasas las familias de desigualdades válidas conocidas.

En esta tesis doctoral se extiende la relajación Fenchel a diversos modelos de programación entera mixta. En primer lugar se estudian las propiedades del problema separador para la familia de desigualdades Fenchel en modelos generales de programación entera mixta. Dichas propiedades dependen tanto de la solución fraccional que se desea separar como del soporte y características especiales de la estructura subyacente. Todo ello se traduce en una reducción de la dimensión del problema separador, lo que facilita enormemente la resolución de la relajación Fenchel asociada a la estructura. A continuación se proponen para el problema de localización capacitado, una relajación lagrangeana y una relajación Fenchel equivalente que proporciona una cota fuerte del problema considerado.

La relajación Fenchel se extiende a problemas lot-sizing. En el problema separador para esta familia de desigualdades se tendrán en cuenta, además de las propiedades válidas para modelos genéricos de programación entera mixta, las que se derivan de las características especiales de la región factible del problema capacitado de producción e inventario para un único ítem.

En el último capítulo se dan desigualdades Fenchel válidas para dos de las estructuras más estudiadas en los últimos años en el problema de flujo en redes con costes fijos. Además se desarrolla un algoritmo de programación dinámica para la resolución de un problema de programación entera mixta, para el que no existía hasta ahora, un algoritmo de resolución.

Todos los capítulos se complementan con una heurística primal obtenida a partir del algoritmo de planos de corte Fenchel y con resultados computacionales que ponen de manifiesto la superioridad de los cortes Fenchel frente a los cortes lagrangeanos y la efectividad de las heurísticas propuestas.

Conferencias, Cursos y Congresos

MCQT'02
1st MADRID CONFERENCE ON QUEUEING THEORY

Madrid, 2-5 July, 2002

Faculty of Mathematics
Department of Statistics and O.R.
Complutense University of Madrid, Madrid, Spain

FIRST ANNOUNCEMENT AND CALL FOR PAPERS

MCQT'02 GENERAL INFOR-MATION

The Madrid Conference on Queueing Theory (MCQT) aims to be a meeting place where scientists and technicians in the field could find a discussion forum to promote research, encourage interaction and exchange ideas. The conference is open to all trends including the development of the theory, methodology and applications of Queueing Theory.

MCQT'02 PROGRAM CO-MMITTEE

Program Committee Members:

A.S. Alfa (University of Windsor, Canada)
V.V. Anisimov (Bilkent University, Turkey)
J.R. Artalejo (Complutense University of Madrid, Spain), Chairman
O.J. Boxma (Eindhoven University of Science and Technology, The Netherlands)
E. Gelenbe (University of Central Florida, USA)
Krishnamoorthy (Cochin University of Science and Technology, India)
M.F. Neuts (The University of Arizona, USA)
R. Righter (Santa Clara University, USA)
K. Sigman (Columbia University, USA)
H. Takagi (University of Tsukuba, Japan)
H.C. Tijms (Vrije University of Amsterdam, The Netherlands)

Local Organizing Committee Members:
M.J. Alcon, J.R. Artalejo (Chairman), A. Gómez-Corral,
M.J. Lopez-Herrero (Secretary), M.T. Ortu¤o.

MCQT'02 SPONSORS

Applied Probability Section of INFORMS.
Complutense University of Madrid.
The list will be completed with other Spanish scientific institutions
giving support to the conference.

MCQT'02 CALL FOR PAPERS

A selection of papers presented at the conference will be published in a special volume of Annals of Operations Research (AOR). The papers submitted for publication will be refereed following the usual standards of all major international journals. The schedule of this process is as follows: September 1, 2001: Deadline for paper submission. February 28, 2002: Notification of decision.

The papers should be written in English according to the formal guidelines and style of the journal. Style file may be obtained from our Web address. Papers are recommended to be no longer than 20 pages.

MCQT'02 REGISTRATION FORM AND ABSTRACT SUBMISSION

If you plan to attend the conference, please fill the registration form and send your abstract. Please send them via Email to our address **mc_qt@mat.ucm.es**. We appreciate very much your prompt response. The registration and abstract forms are available at our Web site.

MCQT'02 IMPORTANT DATES

May 1, 2001: The Web site of MCQT'02 will be operative.
January 1, 2002: Second announcement.
March 1, 2002: Deadline for abstract submissions and registration forms.
April 1, 2002: Acceptance notification.
May 1, 2002: Deadline for payment of registration fee.
July 2, 2002: First day of conference.

MCQT'02 SOCIAL ACTIVITIES

The social activities will include a welcome party (on the evening of July 1) and the conference dinner.

HOTEL INFORMATION

This information will be available at our Web page as soon as possible.

MCQT'02 GRANTS

The Organizing Committee will intend to have a few grants available for participants coming from developing countries. Each such grant will cover local accommodation and registration fee. Grants applicants must send, no later than September 1, 2001, the following: (i) an extended abstract (4 pages) or the full paper submission, (ii) curriculum vitae.

MCQT'02 REGISTRATION FEE

The conference fee is 200 EURO. The registration covers welcome party, conference dinner, coffee breaks and the booklet of abstracts. The fee for accompanyning person is 50 EURO. It covers welcome party and conference dinner.

The deadline for payment of the conference fee is May 1, 2002. The payment procedure will be specified in the second announcement (January 1, 2002) and at the Web page.

MCQT'02 CONTACT ADDRESS

Questions can be directed to:
Jesus R. Artalejo
Department of Statistics and O.R.
Faculty of Mathematics
Complutense University of Madrid
Madrid 28040, Spain
Fax: +34 91 3944607
Email: **mc_qt@mat.ucm.es**

Our Web address is
http://www.mat.ucm.es/deptos/es/mcqt/conf.html

This Web site is currently under construction. In the next future it will contain the registration and abstract forms, the AOR style, information about how to arrive at the conference venue and other relevant information.

SIO - SYMPOSIUM ON OPERATION RESEARCH

Buenos Aires, September 10-14, 2001

CALL FOR PAPERS

SIO 2001 is part of JAIIO'30, the 30th International Conference of the Argentine Computer Science and Operational Research Society (SADIO). The full JAIIO Conference will be held on September 10-14, including symposiums in other relevant areas.

The Symposium on Operation Research (SIO'2001) will be held in Buenos Aires, on September 13.

The symposium aims to provide a forum for researchers and practitioners to discuss and interchange ideas and experiences on diverse topics in operation research, such as combinatorial optimisation, linear and non-linear programming, multi-criteria decision, mathematical programming, heuristics, graphs, production planning , etc. SIO'2001 seeks original works in the wide spectrum of application of operation research, from academic research to industrial and business applications with significant impact and lessons learned from application development.

The symposium will feature invited talks, papers and poster sessions, and panels presenting both mature work and new ideas in research and applications.

Submissions can be full papers addressing any topic on operation research or short papers describing on going research projects at academic or development environments. An international program committee using criteria appropriate to their category will review papers. Papers may be accepted for presentation as talks, as part of a panel, or as posters.

Program Committee

Chairs:
Nélida E. Echebest (Universidad Nacional de La Plata, Argentina)
(Committee Members will be soon posted)

Members:
Julián Araoz (Universidad Simón Bolívar, Venezuela)
Luiz Flavio Autran Monteiro Gomes (IBMEC-Facultad de Economía y Administración de Rio de Janeiro, Universidad Fluminense ,Brasil)
Catalina Azcona (Universidad Nacional de Córdoba, Argentina)
Gulnara Baldoquín (Universidad Técnica de la Habana, Cuba)
Alejandra Castellini (Universidad Nacional de Salta, Argentina)
Angel Coca (Universidad de San Marcos, Perú)
Luis Contesse (Pontificia Universidad Católica, Chile)
Guillermo Durán (Universidad de Buenos Aires, Argentina)
Ramón Espinosa Armenta (Depto. de Matemática, Instituto Tecnologico de México, México)
Ana Friedlander (Universidadd Estadual de Campinas, Brasil)
M. Teresa Guardarucci (Universidad Nacional de La Plata, Argentina)
Irene Loiseau (Universidad de Buenos Aires, Argentina)
Marisa Gutierrez (Universidad Nacional de La Plata, Argentina)
Nelson Maculan (Universidad Federal de Río de Janeiro, Brasil)
Felipe Maldonado Etchegaray (Instituto Politécnico de México, México)
Angel Marin (Universidad Politécnica de Madrid, España)
Mario Martinez (Universidad Estadual de Campinas, Brasil)
Sergio Maturana (Pontificia Universidad Católica, Chile)
Isabel Méndez Díaz (Universidad de Buenos Aires, Argentina)
Graciela Nasini (Universidad Nacional de Rosario, Argentina)
Lorena Prádenas (Universidad de Concepción, Chile)
Luis Quintas (Universidad de San Luis, Argentina)
Celso Carneiro Ribeiro (Universidad Católica de Río de Janeiro, Brasil)
Horacio Rojo (Universidad de Buenos Aires, Argentina)
Hugo Scolnik (Universidad de Buenos Aires, Argentina)
María Urquhart (Universidad de la República de Uruguay)
M. C. Vacchino (Universidad Nacional de La Plata).

Submissions:
The submissions of technical papers and project descriptions must follow the following format: up to 8 pages (in

Spanish, English or Portuguese), A4 (210 x 297 millimetres) paper, including name and address of the author/s, figures and references. Papers should also include an abstract of no more than 200 words. The format for the camera-ready copy will be informed together with the acceptance letter.
Submissions must arrive before April 24, late submissions will most likely be rejected. Receipt of a submission will be acknowledged immediately to the contact author. Electronic submission, in word or Latex(to see in **http://www.springer.de/author/index.html**).
Send submissions by e-mail to: **opti@mate.unlp.edu.ar**

Otherwise, authors may submit 3 copies of the full paper to the Symposium Chair:
Lic. Nélida E. Echebest
SIO'2001
Dept. de Matemática. Facultad de Ciencias Exactas
Universidad Nacional de La Plata (UNLP.)
CASILLA DE CORREO 172, Calle 50 y 115.
LA PLATA(1900), Argentina
Fax: (+ 54 -221 4229850 (ext 201)

Important dates
Paper submission deadline: April 23, 2001
Notification of acceptance: June 1, 2001
Camera-ready papers due: July 6, 2001

IV INTERNATIONAL WORKSHOP OPERATIONS RESEARCH. APPLICATIONS OF MATHEMATICAL MODELS IN THE ECONOMY.

La Habana, September 11-13, 2001

Universidad de La Habana
Humboldt Universitat zu Berlin

Organizing Committee:
Chairperson S. Allende (Havana), K. Alfonso (Havana), N. Alonso (Havana), M.L. Baguer (Havana), J. Barbeito(Coruna), C. Bouza (Havana), M. Bueno (Havana), M. Florenzano (Paris), A.Ferriol (Havana), R. Espin (Havana), P.Olivares (Havana), J.M. Otero(Havana), E. Piza (C. Rica), A. Ruiz (Havana), D. Vilarino (Havana), E.Zurawka (Fundacion Hans Seidel), Norma Ruiz(Havana), Concepción Libera(Havana).

Program Committee:
Chairman: J. Guddat (Berlin) . Bouza (Havana), J. Daduna (Berlin), A. Marin (Madrid), L. Pedreira Coruna), L. Rodriguez (Madrid), Celia Fernandez(Havana), Felix arrero(Havana).

Topics:
Micro-economic and Macro-economic Theory, Approximation Theory and its Applications to Economy and Fix Point Theory, Optimization Models for Assignation and Distribution of Recourses, Parametric Optimization and Applications to Micro-economic, Equilibrium Problems, Statistic Model for Control of Quality Problems and Marketing, Stochastic Models for decisions under uncertainty, Portfolio Management, Financial Modeling, Multi-criteria Decision Making.

Registration:
If you wish to participate, please return the enclosed registration form to the Organizing Committee at one of the following addresses. Prof. Dr. Guddat. Prof. Dr. Sira Allende To simplify the registration process you should fill the registration form enclosed in the web-page:
http://www.uh.cu/eventos/worshop4

Those participants who want to present a paper should submit a short abstract (about 100 words) preferably , use the Abstract form enclosed in the web page! Some of the presented papers will be published in the journal "Investigacin Operacional". The selection will be based on the usual refereeing process. The interested speakers should bring two copies of their papers and diskette (3.5)with the corresponding Scientific,Word file.

Deadlines:
May 30, 2001 Deadline for the abstracts.
July 15, 2001 Information about the acceptance of the papers
December 30, 2001 Full version of the paper.

Conferences Fees:
Fees are to be paid upon registration and include the Welcome Cocktail. Students shall prove their status upon arrival. Members of the Sociedad Cubana de Matematica y Computación pay a reduced rate. Foreign Guests. Cubans Professionals 80 US$ 80 MN. Students 40 USD 20 MN

Agenda

2001

ABRIL

4-8 **IASS WORKSHOP ON LABOR FORCES SURVEY CEFIL,**Libourne, France (delayed from July 2000 to spring 2001); Inf: e-mail: evelyne.coutant@insee.fr.

29-1 **CONFERENCE ON APPLIED STATISTICS IN AGRICULTURE**, Manhattan, Kansas, USA, Inf: E. Johnson or George A. Miliken, Kansas State University, Department of Statistics, Dickens Hall, Manhattan, Kansas 66506-0802; Tel: (1-785) 532-6883; Fax: (1-785) 532-7736.

MAYO

5-7 **4TH INTERNATIONAL CONFERENCE ON MANAGEMENT (ICM'2001)**, Xi'an, China, Inf: Liang Lei, Management School, Xi'an Jiaotong University, No. 28 Xianning Road, Xi'an, 710049 Shaanxi, P.R. China; Tel & Fax: 86-29-2668075; e-mail:

lliang@xjtu.edu.cn; WWW: http://icm2001.xjtu.edu.cn/.

JUNIO

1-4 **INTERNATIONAL CONFERENCE ON OPTIMIZATION AND OPTIMAL CONTROL**, National Cheng Kung University, Tainan, Taiwan; Inf: Prof. S.Y. Wu, icooc@math.ncku.edu.tw

5-7 **CONFERENCE ON AGRICULTURAL AND ENVIROMENTAL STATISTICAL APPLICATION**, Rome, Italy. Hosted by Italian Institute of Statistics (ISTAT). Inf: Roberto Benediti; Tel: (39-06) 5952 4532; Fax: (39-06) 5410528; e-mail: benedett@istat.it; WWW:http://www.istat.it/caesar.

10-14 **ANNUAL MEETING OF THE STATISTICAL SOCIETY OF CANADA**, Burnaby, British Colombia, Canada; Inf: Tim Schwartz, Dept. of Mathematics and Statistics, Simon Fraser University, Burnaby, British Colombia, V5A 1S6, Canada; E-mail: tim@cs.sfu.ca.

11-12 **DONET (SUMMER SCHOOL ON INTEGER AND COMBINATORIAL OPTIMIZATION)**, Utrech, Holanda, Inf: http://www.cs.uu.nl/events/ipco2001; ipco2001.@cs.uu.nl.

12-15 **ASMDA 2001, 10TH INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON APPLIED STATISTICS MODELS AND DATA ANALYSIS**, Compiegne, France: Inf: WWW: http://www.hds.utc.fr/asmda2001.

13-15 **IPCO VIII (INTEGER PROGRAMMING AND COMBINATORIAL OPTIMIZATION)**,Utrech, Holanda; Inf: http://www.cs.uu.nl/events/ipco2001; ipco2001@cs.uu.nl

14-16 **33RD SYMPOSIUM ON THE INTERFACE OF COMPUTER SCIENCE AND STATISTICS**, Orange County, California, USA; Inf: Arnold Goodman (agoodman@uci.edu) or Padhraic Smyth (pjsmyth@uci.edu) at the University of California, Irvine.

17-20 **21st INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON FORECASTING**, Pine Mountains, Georgia, USA, Inf: Xiao-Yin Jin, Technology Plocy & Assesment Centre, Georgia Tech, Atlanta, Georgia 30332-0525, USA, Tel: 404 894 6703; Fax: 404 894 8573; e-mail: j.xiyiu@isye.gatech.edu; WWW: http://www.ISF2001.org.

18-20 **3th INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON SENSIVITY ANALYSIS OF MODEL OUTPUT**, Madrid, España, Inf: Ana García Triviño, CIEMAT, Instituto de Estudios de la Energia, Edificio 1 despacho 48, Avda.Complutense, 22, 28040 Madrid, Spain, Tel: + 34 91 346 64 86; Fax: +34 91 346 60 05; e-mail: trivi@ciemat.es; WWW: http:// www.ciemat.es/convocatorias/eventos/samo2001.

18-22 **2ND MEETING ON PUBLIC STATISTICS OF THE INTER-AMERICAN STATISTISTICAL INSTITUTE (IASI)**, Rio de Janeiro, Brazil; Inf: Pedro Luis do Nascimento Silva, chairman of the organizing committee; e-mail: pedrosilva@igbe.gov.br

19-22 **CIMA:COMPUTATIONAL INTELLIGENCE -METHODS AND APPLICATIONS**, Wales, Inf: www.icsc.ab.ca/cima2001.htm.

19-22 **23RD INTERNATIONAL CONFERENCE ON INTERNATIONAL TECHNOLOGY INTERFACES**, Pula, Croatia, Inf: Conference Secretariat ITI 2000, Tel: +385 1 616 55 97, +385 1 616 55 99; Fax: +385 1 616 55 91; E-mail: iti@srce.hr.

26-29 **EUROSIM 2001: SHAPING THE FUTURE WITH SIMULATION**, Delft, The Netherlands; Inf: EUROSIM 2001, c/o Mrs Tijanova, Delft University of Technology, Faculty of IT and Systems, PO Box 5031, 2600 GA Deft, Netherlands, Fax: +31 15 2787209; e-mail: EUROSIM2001@pa.twi.tudelft.nl; WWW: http://ta.twi.tudelft.nl/PA/Eurosim2001/index.html.

26-29 **SOCO 2001, SOFT COMPUTING INTELLIGENT SYSTEMS FOR INDUSTRY (ISFI 2001)**,Paisley, Scotland, UK, Inf: www.iscb.ab.ca/soco2001.htm

JULIO

1-6 **INTERNATIONAL CONFERENCE ON OPTIMIZATION IN INDUSTRY**, Great Keppel Island, Queensland, Austrialia. Inf: http://optimization.cqu.edu.au/

2-6 **NEW TRENDS IN STATISTICAL MODELLING**, Odense, Denmark; Inf: Bent Jorgensen, Department of Statistics and Demography, University of Southern Denmark, Campusvej 55, DK-5230 Odense M, Denmark; Tel: +45 65 50 33 97; Fax: +45 65 95 77 66; E-mail: IWSM@statdem.sdu.dk; WWW: http://www.statdem.sdu.dk/IWSM/.

3-4 **IMSIO: THE 2ND EUROPEAN CONFERENCE ON INTELLIGENT MANUFACTURING SYSTEMS IN OPERATIONS**, Inf: Chris Barret, Operational Research Society, 12 Edward Street, Birmingham B1 2RX, UK; Tel: +44 (0)121 233 9300; Fax: +44 (0) 121 233 0321; e.mail:Barret@orsoc.org.uk; WWW: http://www.orsoc.org.uk.

6-8 **STATISTICS 2001 CANADA, 4TH CANADIAN CONFERENCE ON APPLIED STATISTICS**, Montreal, Canada, Inf: Yogendra P. Chaubey, Chair, Scientific Committee; E-mail: chaubey@alcor.concordia.ca; Tel: (514) 848-3258; Fax: (514) 848-2831; WWW:http://alcor.concordia.ca/~chaubey/stat20001canada.html.

9-11 **EURO XVIII, 18TH EUROPEAN CONFERENCE ON OPERATIONAL RESEARCH**, Rotterdam, The Netherlands; Inf: http://www.euro2001.org.

9-12 **INTERNATIONAL CONFERENCE ON INDUSTRIAL LOGISTICS**, Okinawa, Japan, Inf: lilianbarros@yahoo.com

16-18 **10th BIENNIAL COMPUTATIONAL TECHNIQUES & APLICATIONS CONFERENCE**, Brisbane, Australia, Inf: http://conference.maths.uq.edu.au/ctac2001.

23-28 **MIXTURES 2001, RECENT DEVELOPMENTS IN MIXTURE MODELLING**,Hamburg, Germany; Inf: Wilfried Seidel (local organizer), FB Wirtschafts- und Organisationswissenchschaften, Univesitat der Bundeswehr Hamburg, D-22039 Hamburg, Germany; e-mail: mixtures@unibw-hamburg.de; WWW: http://bruce.unibw-hamburg.de/mix01

AGOSTO

2-4 **THE 6TH INTERNATIONAL SYMPOSION ON THE ANALYTIC HIERARCHY PROCESS**, Berne, Switzerland; Inf: http://www.isahp2001.ch/

5-9 **2001 JOINT STATISTICAL MEETINGS**. Atlanta, Georgia, USA.Inf: ASA, 1429 Duke Street, Alexandria, VA 22314-3415, USA; Tel: (1-703) 684-1221; e-mail: meetings@amstat.org.

6-10 **INTERNATIONAL CONFERENCE ON EXTREMES IN THEORY AND PRACTICE**,Leuven, Belgium, Inf: Jan Beirlant, University Center of Statistics, Katholiege Universiteit Leuven, De Croylaan 52B, 3001 Heverlee, Belgium, Tel: +32 16 322789; Fax: +32 16 322831; E-mail: jan.beirlant@wis.kuleuven.ac.be.

12-18 **4th INTERNATIONAL CONFERENCE ON STATISTICAL DATA ANALYSIS BASED ON L_1 NORM AND RELATED METHODS**, Neuchatel, Switzerland; Inf: Prof. Yadolag Dodge, Conference Organiser Statistics Group, Case Postale 1825, CH-2002 Neuchatel, Switzerland; Tel: +41 32 718 13 80; Fax: +41 32 718 13 81; e-mail: yadolah@seco.unine.ch.

13-19 **23RD EUROPEAN MEETING OF STATISTICANS**, Funchal, Madeira, Portugal; Inf: E-mail: Dinis.Pestana@fc.ul.pt.

15-20 **SRTL-2, SECOND INTERNATIONAL RESEARCH FORUM ON STATISTICAL REASONING, THINKING AND LITERACY**, Armidale, Australia. Inf: Dr. Chris Reading, Department of Curriculum Studies, University of New England, Armidale, NSW 2351 Australia; Tel: (02) 67735060; Fax: (02) 67735078; e-mail: creading@metz.une.edu.au; WWW: http://www.beeri.org.il/SRTL/.

20-23 **INTERNATIONAL CONFERENCE ON INDUSTRIAL ENGINEERING AND PRODUCTION MANAGEMENT**, Quebec, Canada, Inf: http://www.iepm.net/

21-25 **ICAN 2001 INTERNATIONAL CONFERENCE ON ARTIFICIAL NEURAL NETWORKS**, Vienna, Austria; Inf: Austrian Research Institute for Artifical Intelligence, Schottengase 3, A-1010 Vienna, Austria, E-mail: icann@ai.univie.ac.at.

22-29 **INTERNATIONAL STATISTICAL INSTITUTE, 53RD BIENNIAL SESSION,** Seoul, Korea; Inf: ISI Permanent Office, Prinses Beatrixlaan 428, P.O. Box 950, 2270 AZ Voorburg, The Netherlands; Tel: +31 70 3375737; Fax: + 31 70 3860025; E-mail: isi@cbs.nl. WWW:http://www.nso.go.kr/isi2001.

30-31 **IAOS SATELLITE MEETING ON STATISTICAL FOR INFORMATION SOCIETY**, Tokio, Japan, Inf: Akihito ITO, Japan Statistical Association, 2-4-6 Hyakunin-cho, Shinjuku-ku, Tokyo 169-0073, Japan; Tel: + 81 3 5332 3151; Fax: +81 3 5389 0691; E-mail: jsa@stat.or.jp or ito@stat.or.jp.

30-1 **INTERNATIONAL CONFERENCE ON STATISTICAL CHALLENGES IN ENVIROMENTAL HEALTH PROBLEMS**, Fukuoka City, Japan; Inf: Tahaski Yanagwa, Graduate School of Mathematics, Kyushu University, Fukuoka 812 8581, Japan, E-mail: yanagwa@math.kyushu-u.ac.jp.

SEPTIEMBRE

4-7 **AIRO2001 ANNUAL CONFERENCE**, Cagliari, Italy, Inf: Prof.ssa Paola Zuddas, Dip. Ingeneria del Territorio, Sezione Idraulica, Piazza d'armi 09123 Cagliari, Tel: +39 070 6755320; Fax: +39 070 6755310; e-mail: zuddas@unica.it.

4-6 **OR 43**, Bath, UK; Inf: Chris Barret, Operational Research Society, 12 Edward Street, Birmingham B1 2RX, UK; Tel: +44 (0)121 233 9300; Fax: +44 (0)121 233 0321; E-mail:Barret@orsoc.org.uk; WWW:www.orsoc.org.uk

10-14 **SI0 2001 SYMPOSIUM ON OPERATIONAL RESEARCH**, Buenos Aires, Argentina, Inf: Nelida E. Echebest, Dept. de Matematica, Facultad de Ciencias Exactas, Universidad Nacional de la Plata (UNLP), casilla de correo 172, calle 50 y 115, La Plata (1900), Argentina; Fax: +54 -221 4229850 (ext 201); e-mail: opti@mate.unlp.edu.ar; WWW: http://www.springer.de/author/index.html.

11-13 **IV INTERNATIONAL WORKSHOP OPERATIONS RESEARCH, APPLICATIONS OF MATHEMATICAL MODELS IN ECONOMY**, La Habana, Cuba, Inf: WWW:http://www.uh.cu/eventos/worshop4

9-22 **EURO SUMMER INSTITUTE XIX: DECISION ANALYSIS & AI**, Toulouse, France; Inf: www.poleia.lip6.fr/~perny/ESI2001.

18-20 **8th SYMPOSIUM ON ANALYSIS, DESIGN AND EVALUATION OF HUMAN-MACHINE SYSTEMS (HMS)**, Kassel, Germany, Inf: IFAC-HMS 2001, P.O. Box 10 11 39, D-40002 Dusseldorf, Germany, Tel: +49 211 6214-215; Fax: +49 211 6214-161; e-mail rosenzweig@vdi.de ; WWW: http://www.imat.maschinenbau.uni-kassel.de/hms2001/index.html.

24-27 **WMC'2001 THIRD WORLD MANUFACTURING CONGRESS,** Rochester, New York, USA, Inf: http://www.icsc.ab.ca/wcm2001.htm.

26-28 **OPERATIONAL PERIPATETIC POST-GRADUATE PROGRAMME; A EURO CONFERENCE FOR YOUNG RESEARCHERS**, Paris, France; Inf: http://www.orp3.com

26-29 **ORP3 EURO CONFERENCE FOR YOUNG RESEARCHERS**,Paris, France; Inf: e-mail: staff@orp3.com, WWW: www.orp3.com

OCTUBRE

23-26 **WI'2001 FIRST ASIA-PACIFIC CONFERENCE ON WEB INTELLIGENCE**, Maebashi City, Japan; Inf: http://kis.maebashi-it.ac.jp/wi01/

NOVIEMBRE

4-7 **INFORMS MIAMI BEACH FALL 2001**; Inf: Gary J. Koehler, University of Florida, Dept. of Decision & Info. Sciences Warrington College of Business, P.O. Box 117169, Gainesville, FL 32611; Tel: 352-846-2090; Fax: 352-392-5438; E-mail:Koehler@ufl.edu.

6-9 **XXVI CONGRESO NACIONAL DE ESTADISTICA E INVESTIGACION OPERATIVA**, Ubeda (Jaen), España; Inf: Departamento de Estadistica e Investigación Operativa, Edificio D-3,Campus de Las Lagunillas s/n, Universidad de Jaen, 23071.- Jaen. E-mail conseio@ujaen.es; Www: http://www.ujaen.es/huesped/conseio/.

12-16 **CONGRESO LATINOAMERICANO DE PROBABILIDAD Y ESTADISTICA MATEMATICA (CLAPEM)**, La Habana, Cuba, Inf: Prof G. Perera, Presidente del Comité de Programa (gperera@fing.edu.uy); o Prof. Pablo Olivares, Comité Local (olivares@matcom.uh.cu o olivares"discrete.concordia.ca).

29-2 **ICDM'01 IEEE INTERNATIONAL CONFERENCE ON DATA MINNING,** Silicon Valley, California, USA; Inf: http://kais.mines.edu/~xwu/icdm-01.html.

2002

ABRIL

28-30 **CONFERENCE ON APPLIED STATISTICS IN AGRICULTURE**. Manhattan, Kansas, USA, Inf: George A. Milliken, Kansas State University, Department of Statistics, Dickens Hall, Manhattan, Kansas 66506-0802; Tel: (1-785) 532-6883; Fax: (1-785) 532-7736.

JUNIO

2-5 **ANNUAL MEETING OF THE STATISTICAL SOCIETY OF CANADA**, Ontario, Canada, Inf: Peter Macdonald, Deparment of Mathematics and Statistics, McMaster University, 1820 Main Street West, Hamilton, Ontario, L8S 4K1, Canada; E-mail: pdmmac@mcmail.cis.mcmaster.ca.

23-29 **8TH INTERNATIONAL VILNIUS CONFERENCE ON PROBABILITY THEORY AND MATHEMATICAL STATISTICS**, Vilnius, Lithuania; Inf: Dr. Aleksandras Pilkusas, Institute of Mathematics and Informatics, Akademijos str 4, 2600 Vilnius, Lithuania. Tel: 370-2-729209; Fax: 370-2-729209; e-mail: conf@ktl.mii.lt

JULIO

2-5 **MCQT'02 1ST MADRID CONFERENCE ON QUEUEING THEORY;** Madrid, España, Inf: Jesus R. Artalejo, Department of Statistics and O.R., Faculty of Mathematics, Complutense Univesity of Madrid, Madrid 28040, Spain. Fax: + 34 91 3944607, e-mail: mc_qt@mat.ucm.es; WWW: http://www.mat.ucm.es/deptos/es/mcqt/conf.html.

8-12 **IFORS 2002/OR 44**, Edinburgh, UK; Inf: Chris Barret, Operational Research Society, 12 Edward Street, Birmingham B1 2RX, UK; Tel: +44 (0)121 233 9300; Fax: +44 (0) 121 233 0321; e.mail:Barret@orsoc.org.uk; WWW: http://www.orsoc.org.uk.

AGOSTO

11-15 **2002 JOINT STATISTICAL MEETING**, New York, New York., USA, Inf: ASA, 1429 Duke Street, Alexandria, Virginia 22314-3415, USA; Tel: (1-703) 684-1221; e-mail: meeting@amstat.org.

19-23 **24th EUROPEAN MEETING OF STATISTICIANS**, Prague, Czech Republic. Inf: Martin Janzura, Institute of Information Theory and Automation, POB 18, 182 08 Praha 8, Czech Republic; Tel: 420 2 6605 2572; Fax: 420 2 688 4903; e-mail: janzura@utia.cas.cz..

Ofertas de Empleo

Positions in Computer Science and Operations Research at UNIVERSITE LIBRE DE BRUXELLES INSTITUT DE STATISTIQUE ET DE RECHERCHE OPÉRATIONNELLE

The Institut de Statistique et de Recherche Opérationelle of the Université Libre de Bruxelles is seeking a researcher for the team headed by Prof. Martine Labbé. The person will have to work on a research project in Production Planning in the steel industry. The project has a duration of at least 20 months and is done in collaboration with an industrial partner. The position is suitable for a person who is interested in making a PhD by working on a real problem or in a post-doctoral position.

I) CONTEXT:

This production planning project concerns the development of mathematical models to optimize the production schedule and the resource management within a steel plant. The particular problem that will be adressed is a kind of sequential cutting problem involving several stages. The researcher will have to build a model, develop a solution approach, implement it and calibrate it. The interface part of the project will be done by the company.

II) QUALIFICATIONS:

The researcher should have a good knowledge of classical models of

Combinatorial Optimization (Master or PhD in OR) and/or good experience of C++ programming.

III) STARTING DATE & DURATION:

As soon as possible for a duration of at least 20 months. At the end of the project, if the researcher is succesfull, he/she may be hired by the company or have the possibility to work on another project within the deparment.

IV) SALARY:

From 55.000 to 75.000 BEF (Belgian Francs) net salary according to diploma and experience.

V) FOR MORE INFORMATION, CONTACT:

Martine Labbé
SMG / ISRO, Université Libre de Bruxelles
CP 210/01, Boulevard du Triomphe
B-1050 Brussels, Belgium
www: http://smg.ulb.ac.be
Tel: (32-2) 650-3836, (32-2) 650-5885
Fax: (32-2) 650-5970
E-mail: mlabbe@ulb.ac.be

Noticias de la SEIO

ELECCIONES 2001

Domingo Morales

En conformidad con el artículo 6º MÉTODOS DE ELECCIÓN de los estatutos de la SEIO, durante el XXVI Congreso Nacional de Estadística e Investigación Operativa (Úbeda (Jaén), 6 al 9 de Noviembre del año 2001), deberá celebrarse elecciones para los cargos de vicepresidente de la sección de Estadística, vicepresidente de la sección de Investigación Operativa, vocal del Consejo Ejecutivo (dos vacantes), vocal del Consejo Académico de la sección de Estadística (dos vacantes), vocal del Consejo Académico de la sección de Investigación Operativa (dos vacantes).

En este boletín se adjunta la **hoja de candidaturas**, que deberá ser remitida a la sede de la SEIO (Hortaleza 104 2º izquierda, 28004 Madrid) antes del 10 de septiembre de 2001. Se ruega además que se remita copia por fax al Secretario General: Domingo Morales, 96. 665.87.15.

El Consejo Ejecutivo proclama candidatos a todos aquellos socios individuales que sean propuestos por un mínimo de cinco miembros de la SEIO. Para un mejor desarrollo de las elecciones conviene que, si el candidato propuesto no figura entre los firmantes de la candidatura, éste envíe su aceptación explícita a la sede de la SEIO. Prestándose a aceptar el cargo en caso de ser elegido.

El tiempo de mandato de todos los cargos electivos, salvo el de Presidente, será hasta el segundo Congreso siguiente al de su elección. Nadie puede ser reelegido inmediatamente para el mismo cargo.

Todas las elecciones comenzarán con anterioridad a la Asamblea General, y se realizarán sobre una lista de candidatos publicada con un mínimo de veinte días de anticipación por el Consejo Ejecutivo. Los candidatos elegidos son proclamados en el seno de la Asamblea General. Todos los miembros de la Sociedad tienen derecho a un voto, que puede ser efectuado por correo, pero que no puede ser delegado.

Todos los miembros individuales de la Sociedad son elegibles para cualquier cargo que no hayan estado ocupando en el mandato anterior. Los Vocales de cada Consejo Académico y el Vicepresidente que lo preside son propuestos y elegidos, exclusivamente, por los miembros de la Sociedad que pertenecen a la Sección correspondiente. El cargo de Vocal de un Consejo Académico es compatible con cualquier otro cargo de la Sociedad. Todos los demás cargos electivos son incompatibles entre sí.

PREMIO RAMIRO MELENDRERAS

La *Sociedad de Estadística e Investigación Operativa* ofrece, en colaboración con la *Fundación Ramiro Melendreras*, un premio que lleva su nombre al mejor trabajo presentado en el *XXVI Congreso Nacional de Estadística e Investigación Operativa* que se celebrará en Úbeda (Jaén) del 6 de noviembre (martes) al 9 de noviembre (viernes) de 2001 de acuerdo con las siguientes bases:

BASES:

El Jurado estará compuesto por el Comité Científico del XXVI Congreso Nacional de Estadística e Investigación Operativa.

El premio será indivisible pudiendo el concurso ser declarado desierto.

Podrán tomar parte en este concurso todos los autores menores de treinta años.

Los trabajos que se presenten al concurso habrán de ser inéditos y redactados en castellano. No se admitirán los que en su totalidad o parte fundamental hayan sido juzgados por cualquier corporación científica, docente o académica, lo que habrá de acreditarse mediante declaración firmada por los autores, y sin cuyo requisito serán eliminados los trabajos presentados.

Los autores que reúnan las condiciones anteriores deberán enviar, por correo certificado, cuatro copias de su trabajo antes del día *20 de junio de 2001* al Comité Organizador del Congreso:

XXVI Congreso Nacional de

Estadística e Investigación Operativa
Departamento de Estadística e Investigación Operativa
Edificio D-3. Campus de Las Lagunillas, s/n
Universidad de Jaén. 23071 Jaén

La concesión del premio Ramiro Melendreras tendrá lugar en el curso del XXVI Congreso Nacional de Estadística e Investigación Operativa. Al ganador le será entregado un diploma acreditativo extendido por la Sociedad de Estadística e Investigación Operativa y un premio en metálico por parte de la Fundación.

OBSERVACIONES:

Al objeto de que los trabajos presentados al premio Ramiro Melendreras aparezcan en las actas y sean expuestos durante el congreso, deberá remitirse un resumen de los mismos antes del 20 de mayo de 2001 (como cualquier otra comunicación) al Comité Organizador del XXVI Congreso Nacional de Estadística e Investigación Operativa.

Para cualquier información adicional pueden dirigirse a la siguiente dirección de correo electrónico: **conseio@ujaen.es.**

Las bases de la convocatoria del premio Ramiro Melendreras se encuentran también en la página WEB del Congreso: **http://www.ujaen.es/huesped/conseio/**

Noticias de los Socios

ALTAS DE SOCIOS DESDE JUNIO DE 2000

ALBAREDA SAMBOLA, MARIA	....BARCELONA
ALCARAZ SORIA, JAVIER	....VALENCIA
CORDOBA GARCIA, VENTURA	....ZARAGOZA
DURBAN REGUERA, MARIA LUZ	....MADRID
ESCUELA UNIVERSITIARIA DE ESTADISTICA	....MADRID
GARCIA LUENGO, AMELIA VICTORIA	....ALMERIA
LAFUENTE MANZANARES, JOSE	....MADRID
LOPEZ BLAZQUEZ, FERNANDO	....SEVILLA
LOPEZ PALOMO, MARIA JESUS	....OVIEDO
LOPEZ VARONA, JOSE ANTONIO	....MADRID
MOLINA PERALTA, ISABEL	....ALICANTE
RUA VIEYTES, ANTONIO	....MADRID

BAJAS DE SOCIOS DESDE JUNIO DE 2000

CABRERA SUAREZ, FRANCISCO	....LAS PALMAS
COSTA FUENTES, JULIAN MANUEL	....ALICANTE
ESCRIBANO SAEZ, ALVARO	....MADRID
LANDART ERCILLA, JESUS MARIA	....GUIPUZCOA
LAMARCA CASADO, ROSA	....BARCELONA
MARTIN GRANADO, MARIA ROSARIO	....MADRID
MARTINEZ ALVAREZ FERNANDO	....GRANADA
MARTINEZ ALVAREZ, MARIA CARMEN	....GRANADA
PEREZ BRITO, DIONISIO	....TENERIFE
RAYMOND BARA, JOSE LUIS	....BARCELONA
RUBIO CLEMENTE, JUAN CARLOS	....ALICANTE
RUEDA CLAUSEL, ANTONIO	....MADRID
VALLS PINOS, JOSE RAMON	....MADRID

CUOTAS 2001

El próximo mes de Mayo (primera quincena) se procederá al cobro de las cuotas anuales domiciliadas, si se ha producido algún cambio de entidad bancaria desde la última domiciliación, se ruega sea comunicado a la Secretaria de la Sociedad a la mayor brevedad posible, con el fin de evitar devoluciones de recibos.