

Editorial 1

- Carta do Secretario Xeral da SGAPEIO

Colaboracións 2 á 15

- Estatística Recreativa: Solucións a problemas do número anterior

- Estatística Recreativa: Novas propostas

- ESTADLAB

- El sorteo para candidatos a jurado

Actividades 16 á 28

- ISNI 2000

- Oposicións

- Honoris Causa: Stef Tijs

- Honoris Causa: Peter Robinson

- Persoeiros

IGE 28 á 30

INE 31

Sociedade 32 á 40

- Á Estatística (en caricaturas!)

- Premio SGAPEIO

- V Congreso

- Novas da Sociedade



SGAPEIO

Sociedade Galega para a Promoción da Estatística e da Investigación de Operacións

Facultade de Matemáticas
15706 Santiago de Compostela

Carta do Secretario Xeral da SGAPEIO

Benqueridos compañeiros e compañeiras:

A publicación deste novo número de INFORMEST coincide no tempo con dous feitos relevantes dentro da historia da nosa sociedade: a primeira edición do Premio SGAPEIO á Innovación Pedagóxica en Centros de Educación Secundaria e a publicación do cómic "Á Estatística ien caricaturas!".

A resolución do I Premio SGAPEIO, que incluímos nas páxinas desta revista, foi enviada a tódolos membros da Sociedade xunto coa convocatoria da Asamblea Xeral do ano 2000. Esta primeira edición foi todo un éxito, e dende estas páxinas queremos felicitar a tódolos participantes pola calidade e orixinalidade dos traballos presentados, así como agradecer a tarefa desenvolvida polos membros do comité encargado de elaborar as bases do premio, e a dos membros do xurado, que tiveron a difícil papeleta de elixir ós gañadores. Tamén queremos facer constar o patrocinio nesta primeira edición da Fundación Caixa Galicia.

No tocante ó cómic "Á Estatística ien caricaturas!", froito do traballo desinteresado de varios socios da SGAPEIO, estará a disposición dos membros da SGAPEIO a finais deste ano. Queremos destacar a complexidade da elaboración deste cómic, xa que a inclusión de gráficos e fórmulas dificultou en grande medida a tarefa de maquetación. Nun primeiro momento, o cómic estará dispoñible a un precio reducido para os membros da SGAPEIO ó corrente de pago das súas cotas. Os lugares onde se poderá adquirir este cómic se comunicarán por carta a tódolos socios.

En canto ó resto dos contidos deste número do boletín, seguimos coa sección de estatística recreativa, coas solucións dos problemas plantexados no anterior número da revista e con novos enunciados. Contamos coa colaboración de Ignacio Alonso e José Ramón Fernández, profesores do Departamento de Tecnoloxía das Comunicacións da Universidade de Vigo, na que nos presentan ESTADLAB, unha ferramenta informática de apoio á docencia da estatística. José Manuel Colmenero, Delegado Provincial do INE en Lugo e profesor da Universidade de Santiago fainos unha descrición sobre a normativa e o procedemento de sorteo para a selección de candidatos a xurados. Damos conta dos nomeamentos como doutores honoris-causa de Stef Tijs e Peter Robinson polas Universidades Miguel Hernández de Elche e Carlos III de Madrid, respectivamente. Ángeles Saavedra, da Universidade de Vigo, ofrécenos un resumo do Congreso ISNI 2000 que tivo lugar en Santiago. Luis Alberto Ramil, da Universidade de Santiago, fixo unha tradución ó galego dos resumos das conferencias deste congreso, que tamén aparecen neste boletín.

Neste número iniciamos una nova sección da revista, adicada a presentar enunciados de problemas de oposicións que poden resultar de interese para os membros da SGAPEIO. Presentamos os enunciados dos exercicios incluídos nas probas para o ingreso no corpo de Profesores de Matemáticas do Ensino Secundario, que tiveron lugar en Santiago no pasado mes de xullo. Salvador Naya ofrécenos información acerca do V Congreso Galego de Estatística e Investigación de Operacións, que terá lugar en Ferrol en setembro do vindeiro ano. Continuando co iniciado no anterior número da revista, seguimos con información acerca de persoeiros de interese relacionados coa nosa sociedade, extraída da páxina web do Comité Galego do Ano Mundial das Matemáticas. Con novas sobre o INE, o IGE e da Sociedade rematamos os contidos deste número de Informest.

Coma sempre, quero agradecer o traballo de tódalas persoas que fixeron posible este número de Informest. Calquer suxerencia ou comentario para mellorar a nosa revista pode enviarse ó director do boletín, e serán, como ata agora, recibidas con agrado.

José M^a. Alonso Meijide
Secretario Xeral da SGAPEIO

ESTADÍSTICA RECREATIVA:

Soluciones a problemas do número anterior

LA PARADOJA DE LA DISCRIMINACIÓN LABORAL

Julián Costa Bouzas, Universidade da Coruña; César Sánchez Sellero, Universidade de Santiago.

Una empresa es acusada de discriminar a sus empleadas basándose en un estudio de salarios y cualificación laboral. Las mujeres parecen tener una sólida base de reclamación, pues observan que para todos los niveles de cualificación, los hombres están, en media, claramente mejor pagados. Su éxito parece seguro, pues se trata de una argumentación que ya ha proporcionado muchos triunfos.

Animados por este éxito, los empleados varones de otra compañía deciden iniciar una reclamación parecida, argumentando que, para todos los niveles de salario, ellos están mucho más cualificados en media que sus compañeras. Y consideran que este razonamiento es tan contundente como el precedente.

Parece razonable apoyar ambas reivindicaciones, pero ¿y si se tratase de la misma empresa en ambos casos? ¿Es ello posible?

Respuesta

A pesar de lo paradójico de esta situación, debemos decir que, no sólo puede ocurrir, sino que resulta bastante frecuente. Curiosamente, lo veremos mucho más claro desde una perspectiva más abstracta. Consideremos el siguiente esquema simplificado: sea (X, Y) un vector aleatorio con la misma matriz de covarianzas en los dos grupos, coeficiente de correlación r , verificando $0 < r < 1$ (relación positiva entre las variables pero no determinista) y además manteniendo en cada grupo una relación de regresión lineal, es decir, $E(Y/X=x)$ y $E(X/Y=y)$ lineales. En estas condiciones, las rectas de regresión $E(Y/X=x)$ en los dos grupos son paralelas, y lo mismo ocurre con las rectas de regresión $E(X/Y=y)$. Si además el vector que une los centros de gravedad de uno y otro grupo es más vertical que las rectas $E(Y/X=x)$, pero menos vertical que las rectas $E(X/Y=y)$, o lo que es lo mismo, pasa entre las dos, entonces ya tenemos garantizada la situación paradójica.

Fijémonos que estamos trabajando en cada grupo con las dos rectas de regresión, que son distintas, y que toda confusión procede de interpretar una relación en promedio (regresión) como si fuese determinista.

Para ahondar más en la explicación, veamos un simple ejemplo de carácter discreto. Sea X la variable salario, e Y la cualificación laboral, ambas discretas y pudiendo tomar los valores 0 y 1. Veamos las tablas de contingencia que podrían presentarse en una empresa de 20 empleados, la mitad hombres y la mitad mujeres:

Mujeres		
Y / X	0	1
0	5	2
1	2	1

Hombres		
Y / X	0	1
0	1	2
1	2	5

Observemos que estamos en las condiciones del enunciado, y sin embargo la contemplación de las tablas de contingencia no invita a pensar en que hay discriminación en la relación cualificación/salario: la forma simétrica de las tablas

más bien insinúa que en ambos colectivos hay un 20% de trabajadores que cobran por encima de su cualificación, y otro 20% que cobra por debajo.

En este ejemplo la intuición nos invita a pensar en la relación 0 a cambio de 0 y 1 a cambio de 1, que no coincide con ninguna de las rectas de regresión, sino que es la primera componente principal, que, como siempre, pasa entre las dos rectas de regresión.

Y es que necesitamos un método que permita aventurar una relación entre las dos variables a partir de observaciones bivariantes. Si esta relación es distinta en los dos grupos, interpretamos que no son tratados de igual modo, y en algunos casos, que esa diferencia de trato supone discriminación. Pero extraer una relación entre las dos variables implica una reducción de dimensión. El problema es que hay métodos diferentes para reducir la dimensión, que conducen a conclusiones distintas o incluso discrepantes.

Si los datos bivariantes se desvían de una relación perfecta únicamente por causa de errores verticales, debemos usar la regresión $E(Y/X=x)$, pero si no es así, debemos utilizar otro procedimiento para interpretar qué relación remunerativa puede subyacer, y en definitiva si ésta es justa o no.

Por otro lado, en el ejemplo anterior hay una gran diferencia de cualificación entre el grupo de hombres y el de mujeres. Esto produce un efecto de traslación como el que se explicó al comienzo. Una pregunta interesante sería por qué la mayoría de los empleados varones de la empresa están altamente cualificados, mientras la mayoría de las empleadas tienen una cualificación baja. Pero sin duda se trata de una cuestión distinta al argumento de discriminación que se planteó en el enunciado.

O RELOXO DE CORDAS

Redacción

Dispoñemos de dúas cordas que, se lle prendemos lume, tardan unha hora en queimarse cada unha delas, de xeito non necesariamente igual nin uniforme.

¿Cómo poderíamos medir un tempo de 45 minutos empregando as cordas e o lume?

Solución

A solución que propoñemos para este problema é a seguinte:

Inicialmente temos dúas cordas, polo que podemos comenzar a queimalas por catro extremos xa que cada corda téñen dous extremos. O que temos que facer é prenderlle lume a unha corda polos dous extremos e a outra por un único extremo.

Ó prenderlle lume a unha corda polos dous extremos tardará exactamente media hora en queimarse completamente, xa que a corda tarda en queimarse unha hora, aínda que os dous lumes non teñen porque atoparse no punto central da corda. Neste intre, é dicir, cando se queimou completamente esta primeira corda, prenderémoslle lume ó outro extremos da outra corda.

Tendo en conta que esta outra corda lévase queimando media hora, tardaría media hora máis en queimarse totalmente, polo que ó prenderlle lume polo outro extremo, tardará igualmente a metade do tempo en queimarse, é dicir, quince minutos.

Entón cando esta segunda corda se consuma totalmente terán transcurrido 45 minutos, que é o tempo que se quería medir.





ESTADÍSTICA RECREATIVA. NOVAS PROPOSTAS

Jose M^o. Alonso Meijide, José Manuel Colmenero Álvarez. Universidade de Santiago.

Neste número de Informest queremos propoñer dous problemas clásicos, esperando que aqueles que non os coñezades, atopedes entretido o intento de resolvelos.

Se algún socio quere colaborar nesta sección, pode enviar as súas propostas ó director de Informest.

As tres fillas de Carmen

Despois dunha morea de anos sin verse, dúas vellas amigas, Carmen e María, coinciden nunha rúa da parte vella de Santiago. Extraemos parte da súa conversación:

- Carmen: Pois sí, caseime fai varios anos e xa teño tres fillas.
- María: ¿E qué idades teñen as túas fillas?
- Carmen (sabendo que María é moi afeccionada ós problemas de matemáticas): Pois mira, o produto das súas idades é 36 e a suma coincide co número da casa que temos diante.
- María (despois de mirar o número da casa): Parece-me ben. Pensarei a solución. ¿qué che parece se nos vemos esta tarde e falamos de todos estos anos.
- Carmen: Dacordo.

E pola tarde ...

- Carmen: ¿Sabes xa as idades das miñas fillas?
- María: Estiveno pensando pero faltame un dato.
- Carmen: Tés razón. A maior toca o piano.

¿Cal é o número da casa onde se atoparon Carmen e María? ¿Cantos anos teñen as tres fillas de Carmen?

Amancio, a súa muller e outros catro matrimonios

Cinco matrimonios manteñen o costume de xuntarse de cando en vez para cear. Un dos asistentes a estas xuntanzas é Amancio.



Cando estas persoas chegan ó restaurante, como é normal, moitos deles danse a man; pero non todos, por exemplo os cónxuxes veñen xuntos e non se dan a man, e outros tampouco se dan a man por diferentes motivos.

Unha vez que estaban todos sentados a carón da mesa, a Amancio ocórreselle preguntar ás outras nove persoas a cantas das persoas da mesa lle deran a man ó chegar ó restaurante, comprobando que todas elas responden un número distinto.

Con esta información, ¿a cantas persoas lle deu a man a muller de Amancio?. E ¿a cantas o propio Amancio?.



ESTADLAB:

Una herramienta informática de apoyo a la docencia de probabilidad y variables aleatorias

Ignacio Alonso Alonso, José Ramón Fernández Bernárdez, Ana Villar Guzmán, Universidade de Vigo.

1. INTRODUCCIÓN

Los nuevos planes de estudios universitarios han obligado en parte a renovar las estrategias docentes al aumentar el número de créditos prácticos de las asignaturas, lo que ha obligado a combinar las clases teóricas habituales con las prácticas de laboratorio. En el Departamento de Tecnologías de las Comunicaciones estamos desarrollando EstadLab, una herramienta informática que constituye la base de las clases prácticas de Caracterización de Señales Aleatorias, asignatura obligatoria del segundo curso de la licenciatura de Ingeniería de Telecomunicación. En la actualidad EstadLab es un conjunto de aplicaciones desarrolladas sobre la versión de estudiante de MatLab [Hanselman y Littlefield 1997], un entorno de bajo coste que permite crear un software que se adapta a nuestras necesidades de robustez, potencia gráfica, modularidad, interactividad y comodidad de manejo. En este artículo vamos a analizar los criterios de diseño que hemos seguido para elaborar EstadLab, a describir sus características fundamentales y a presentar algunos ejemplos concretos de su interfaz gráfico. El software se puede obtener gratuitamente a través de Internet.

2. CRITERIOS DE DISEÑO Y CARACTERÍSTICAS GENERALES DEL SOFTWARE

El objetivo fundamental de las prácticas de laboratorio es que los alumnos profundicen en los conceptos estadísticos con los que ya han tenido una primera toma de contacto en las clases teóricas. Para conseguir este objetivo es necesario planificar con detalle muchos aspectos de la aplicación que se va a diseñar. En primer lugar debe de ser robusta y de fácil manejo, de tal modo que no requiera el aprendizaje de ningún lenguaje de programación por parte del alumno para que éste pueda centrarse en la materia de estudio. La robustez se obtiene mediante un control de errores estricto que contempla todas las posibles acciones que puede realizar el usuario. La aplicación en cualquier momento de su ejecución no permite realizar las acciones que no proceden y cada vez que el usuario introduce algún dato comprueba si se trata de un valor correcto. Por ejemplo, en el caso de tratarse de una probabilidad se comprueba si su valor está comprendido entre 0 y 1. En caso de que no se verifique esta condición se visualiza un mensaje de error que es distinto en función del error cometido, que puede haber sido la introducción de un número negativo o la de un carácter alfanumérico entre otros. La aplicación también controla automáticamente algunas limitaciones que impone la versión del estudiante de MatLab y que afectan por ejemplo al número máximo de muestras que se pueden generar para realizar un histograma (estas limitaciones no tienen ninguna repercusión en el empleo de EstadLab como herramienta didáctica). Por otra parte, la facilidad de manejo se logra a través de un interfaz amigable basado en menús y cuadros de diálogo [Marchand 1996] típico de la mayoría de las aplicaciones basadas en los sistemas operativos más extendidos.

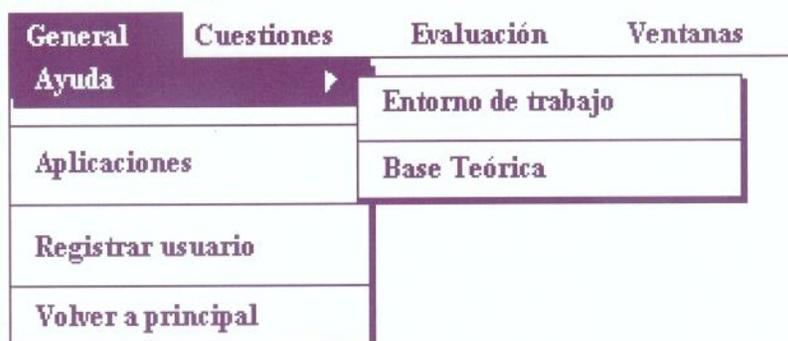


Figura 1.- Menú general común a todas las prácticas

Tanto la robustez como la facilidad de uso son objetivos importantes y relativamente fáciles de alcanzar si se realiza un trabajo sistemático. Sin embargo no son suficientes para lograr nuestro objetivo fundamental. Para que la aplicación sea verdaderamente efectiva como herramienta de aprendizaje y comprensión de conceptos, lo más importante es decidir el procedimiento que se va a seguir para explicar cada uno de ellos haciendo uso del ordenador y de sus posibilidades gráficas y computacionales. Con este fin se eligieron cuidadosamente los ejemplos para explicar cada concepto y se trataron de plasmar en el ordenador de forma que resultasen lo más atractivos posible y se facilitase su asociación con el problema real. Nos parece muy importante resaltar que precisamente los puntos fuertes de las herramientas informáticas de aprendizaje son fundamentalmente el incremento de la motivación y sus posibilidades de simulación, que facilitan la asociación entre los conceptos teóricos y los problemas reales. Sin embargo, estos dos aspectos del aprendizaje no son suficientes por si solos y la verdadera comprensión y el dominio de las herramientas matemáticas requieren tiempo de reflexión y práctica respectivamente. Por esta razón se dotó a la aplicación de una serie de complementos. En todas las prácticas existe un menú como el de la figura 1 que contiene distintas opciones. Al seleccionar cualquiera de ellas se visualiza en pantalla una nueva ventana donde se presenta la información correspondiente. Por ejemplo, se puede consultar información sobre la base teórica y las aplicaciones prácticas del tema de estudio. Esta información tiene como objetivo recordar al alumno los contenidos teóricos básicos en los que se basa la práctica y alguna de las motivaciones de su aprendizaje. Por otra parte, para inducir al alumno a la reflexión las prácticas contienen un conjunto de cuestiones que se seleccionan mediante el menú correspondiente. EstadLab permite incluir en este menú preguntas de tipo test o con respuesta numérica o alfanumérica, corregir de forma automática, mostrar una explicación de la solución, etc. También existe una opción de evaluación que contiene un conjunto de preguntas específicas. En este caso el alumno tiene que contestar las preguntas que se le presentan por pantalla y al finalizar sus resultados junto con su evaluación quedan almacenados en un fichero a disposición del profesor. Otra de las características más interesantes de EstadLab es que toda esta información puede ser actualizada o personalizada por cualquier usuario autorizado para adecuarla a sus necesidades docentes. El grado de dificultad de las prácticas viene dado precisamente por las cuestiones asociadas a cada contenido, puesto que éstas simplemente plantean problemas sencillos que sirven para explicar conceptos básicos. De esta forma EstadLab puede adaptarse para la enseñanza de la estadística y el cálculo de probabilidades a varios niveles.

En EstadLab las prácticas se agrupan en módulos en función de su temática. A continuación describiremos algunas de las prácticas correspondientes a los módulos de probabilidad y variables aleatorias [Alonso et al. 1999].

3. MÓDULO DE PROBABILIDAD

El módulo de probabilidad lo integran 5 prácticas destinadas a explicar la definición clásica de probabilidad y la frecuencia relativa, la definición axiomática de probabilidad, la probabilidad condicionada, el teorema de las probabilidades totales y el teorema de Bayes. Cada una de ellas consta del planteamiento de un problema que se ha elegido para explicar el concepto, de una simulación y de un conjunto de cuestiones. Por ejemplo, los conceptos de definición clásica de probabilidad y de frecuencia relativa se explican a partir de una versión simplificada de un problema de dados que propusieron a Galileo [Hald 1990]. Se creía que en teoría sumar 9 o 10 con dos dados era igualmente probable, pero en la práctica los jugadores experimentados observaban que la suma era 9 con mayor frecuencia. Las cuestiones de este apartado sirven para mostrar cuál era el error del razonamiento teórico y encaminar al alumno hacia la verdadera solución. Mediante una simulación, que el alumno tiene la opción de ejecutar paso a paso, se puede observar como evolucionan las frecuencias relativas de ambos sucesos y como, si se elige un número de realizaciones suficientemente grande, se aproximan a las probabilidades anticipadas por la teoría. En la figura 2 se muestra la ventana de trabajo correspondiente a esta práctica. Entre los demás ejemplos destaca la simulación de un canal de comunicación binario empleada para explicar las probabilidades condicionadas y el teorema de Bayes o el típico problema con varias cajas que contienen distintas proporciones de bolas rojas y negras para explicar el teorema de las probabilidades totales.

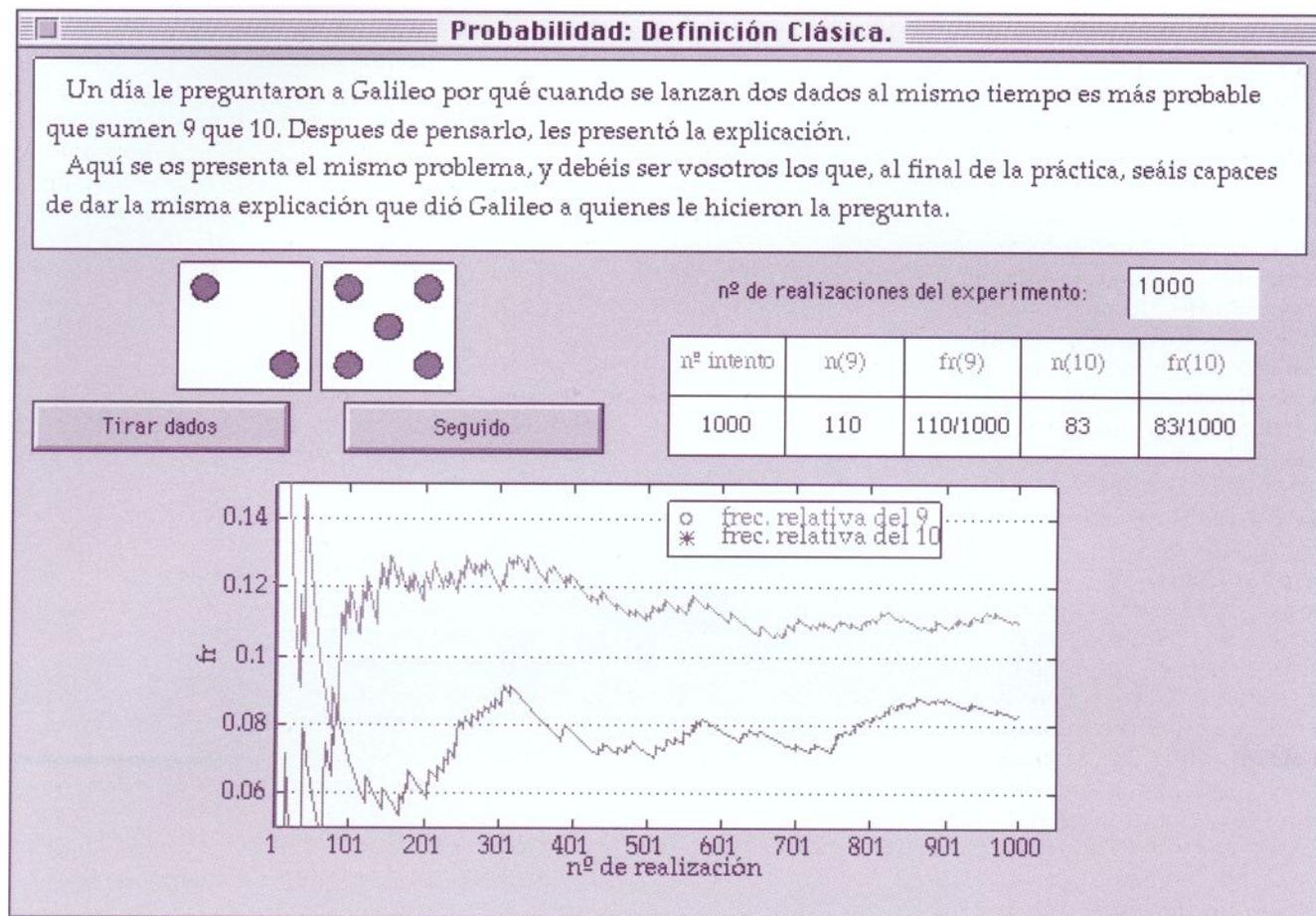


Figura 2.- Ventana de trabajo de la práctica dedicada a la definición clásica de probabilidad

4. MÓDULO DE VARIABLES ALEATORIAS

Este módulo consta de 3 prácticas de variables aleatorias continuas (normal, uniforme y exponencial) 3 de discretas (binomial, geométrica y Poisson), y 1 de bidimensionales. En la figura 3 se representa una ventana de trabajo típica, concretamente la correspondiente a la distribución normal. En ella se visualizan la notación abreviada de la distribución, su media y desviación típica (que en este ejemplo coinciden con los parámetros), la expresión de la función de densidad de probabilidad (fdp) y su rango así como las representaciones gráficas de la fdp y de la Función de Distribución (FD) para los parámetros elegidos. Existen dos formas de seleccionar los parámetros. Una de ellas consiste en introducir en las casillas correspondientes los valores deseados. El otro consiste en seleccionarlos mediante las barras deslizantes que existen debajo de dichas casillas. Siempre que los parámetros elegidos se encuentren dentro del rango definido en las barras deslizantes los ejes de representación de las funciones se mantienen fijos, con lo que es posible apreciar como los distintos parámetros afectan a la distribución. Una vez elegidos los parámetros, las representaciones se refrescan al pulsar el botón fdp y FD. EstadLab también permite realizar cálculos sencillos de probabilidad. Cuando se pulsa el botón Cálculos, se visualiza una ventana en la que se puede introducir un intervalo para calcular su probabilidad y un punto para calcular su función de distribución. Los resultados se visualizan numérica y gráficamente, sombreando el área bajo la función de densidad y señalando el punto de la función de distribución. Una de las utilidades de esta opción es la comprobación por parte del alumno de una serie de cálculos que se le proponen en las cuestiones para realizar a mano.

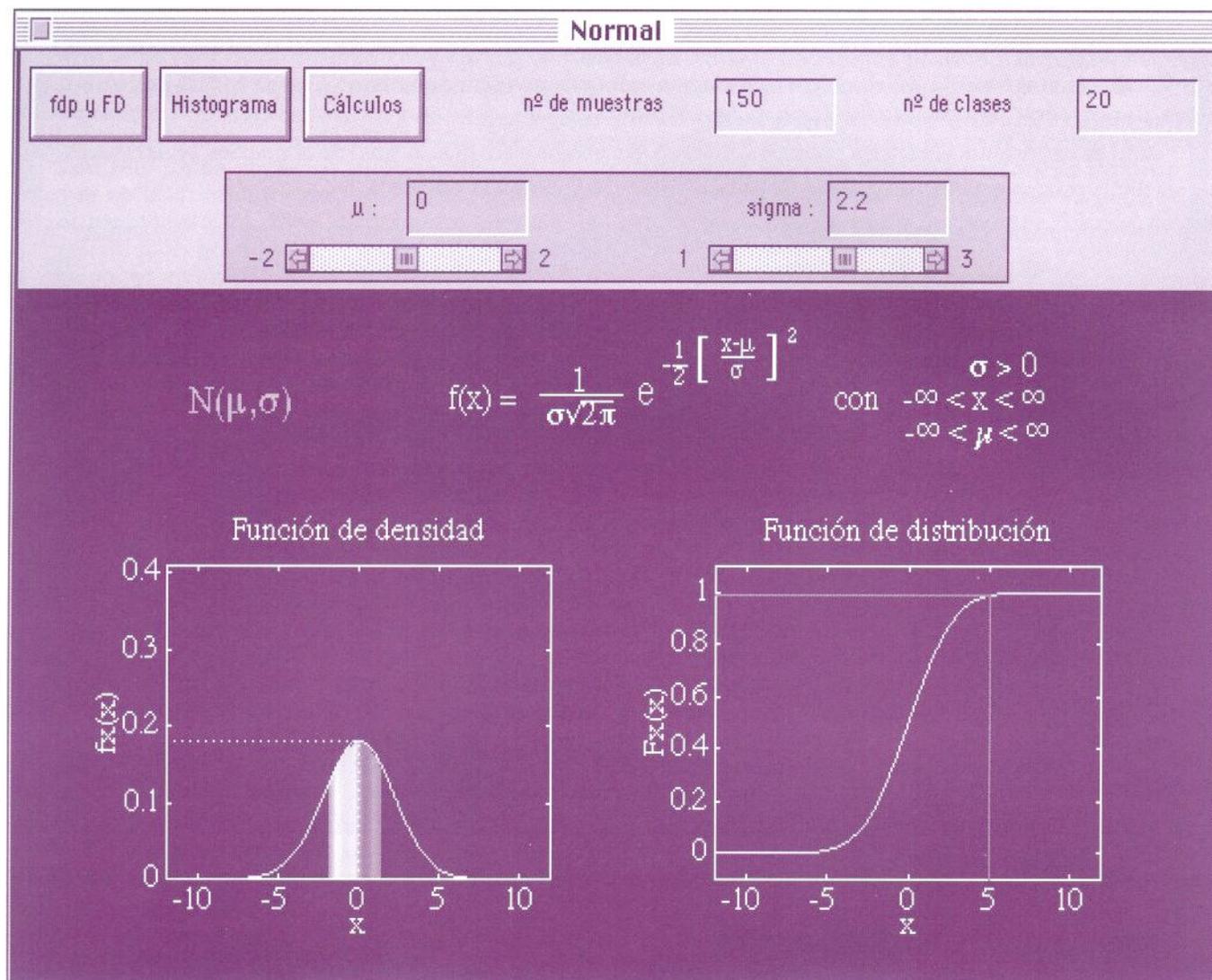


Figura 3.- Ventana de trabajo de la práctica dedicada a la distribución normal

Otra de las opciones incluidas es la representación de histogramas. Primero el alumno debe de introducir el número de muestras y el número de clases deseados y posteriormente pulsar el botón Histograma. En el caso concreto de las variables aleatorias continuas se abre una nueva ventana donde se representan dos histogramas obtenidos a partir de la misma muestra, uno con el número de clases introducido por el alumno y otro con el doble de clases. Para las variables aleatorias discretas la ventana de trabajo es muy similar a la de la figura 3.

La práctica de bidimensionales permite representar gráficamente la función de densidad conjunta de dos variables aleatorias independientes a elegir entre una exponencial, una normal, una uniforme y una binomial. En este caso la opción de Cálculos permite calcular la probabilidad asociada a una región rectangular. En la figura 4 se representa la fdp correspondiente a la combinación de una exponencial y una normal.

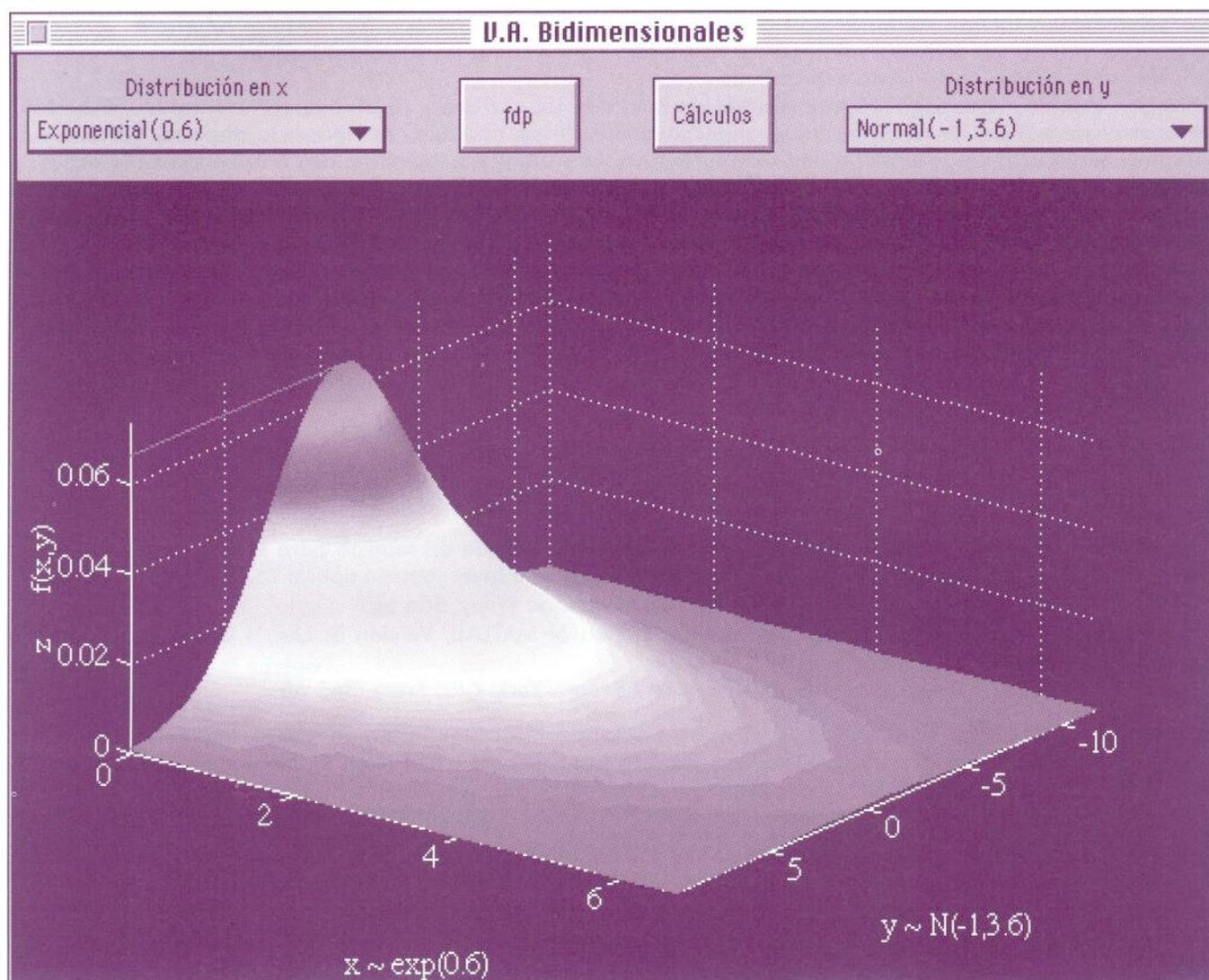


Figura 4.- Ventana de trabajo de la práctica dedicada a las distribuciones bidimensionales

El menú de cuestiones asociado a cada distribución permite plantear al alumno cuestiones acerca de sus características fundamentales, sobre como identificar las situaciones en las que se emplea, problemas, ejemplos de aplicación, etc. La herramienta gráfica y de cálculo es en realidad un complemento que ayuda al alumno a comprender y fijar más rápidamente los conceptos.

5. CONCLUSIONES Y LÍNEAS DE FUTURO

Hasta ahora EstadLab solamente comprende los dos módulos descritos en este artículo y uno de inferencia estadística que constituyó el primer paso en la elaboración de esta aplicación [Fernández et al. 1997]. Todos estos módulos han sido empleados por los alumnos de la E.T.S.I. de Telecomunicación de la Universidad de Vigo durante varios años y los resultados obtenidos han sido satisfactorios. Además esta experiencia ha servido para comprobar la robustez de la aplicación y corregir algunos errores. En la actualidad existen varias prácticas



que están siendo integradas en EstadLab siguiendo la misma filosofía que los módulos anteriores. Nuestro objetivo es obtener un software homogéneo que cubra temas como las transformaciones y las sucesiones de variables aleatorias y los procesos estocásticos.

Es posible descargar gratuitamente EstadLab a través de Internet en la dirección www.tsc.uvigo.es/BIO/CSA.html. Para ejecutar cualquiera de sus módulos es necesario disponer del sistema operativo Mac OS y de la versión 4 de Student MatLab. En este momento ya se está trabajando en la actualización de EstadLab para la versión 5 de Student MatLab para Macintosh. Por otra parte, la compatibilidad entre las versiones de MatLab para las distintas plataformas no es total, y uno de nuestros objetivos de futuro es realizar un versión para Windows.

EstadLab es una herramienta que todavía está en sus comienzos y que se encuentra en plena fase de desarrollo. Es el momento de introducir cambios y nuevas opciones para que EstadLab sea una herramienta útil para usted. Cualquier sugerencia nos la puede transmitir mediante correo electrónico: ialonso@tsc.uvigo.es, jramon@tsc.uvigo.es.

6. REFERENCIAS

Alonso I, Villar A, Fernández JR. (1999): "Una herramienta informática de apoyo a la docencia de probabilidad y variables aleatorias". Actas del IV Congreso Sociedad Gallega de Estadística e Investigación de Operaciones. Santiago de Compostela, pp 257-260.

Fernández JR, Rivas P, Alonso I. (1997): "Una herramienta basada en MatLab para la docencia de la inferencia estadística". Actas del III Congreso Gallego de Estadística e Investigación operativa. Lugo, pp 137-143.

Hald A. (1990): A history of Probability & Statistics. New York: Wiley, 586 pp.

Hanselman D, Littlefield B. (1997): The Student Edition of MATLAB, Version 5: User's Guide. New Jersey: Prentice Hall, 429 pp.

Marchand P. (1996): Graphics and GUIs with MATLAB. New York: CRC Press, 365 pp.

EL SORTEO PARA CANDIDATOS A JURADOS

Jose Manuel Colmenero Álvarez, Delegación Provincial del INE y de la Oficina del Censo Electoral de Lugo.

Durante la segunda quincena del pasado mes de septiembre se ha celebrado en todas las provincias de España el sorteo para la formación de las listas de candidatos a jurados que estarán vigentes durante el bienio 2001-2002, según establece la Ley Orgánica 5/1995, del Tribunal del Jurado, modificada por la Ley Orgánica 8/1995, de 16 de noviembre. En lo que sigue nos referimos a la vigente Ley como LOTJ.

El Tribunal del Jurado

De acuerdo con el artículo 1 de la LOTJ, el Tribunal del Jurado, como institución para la participación de los ciudadanos en la Administración de Justicia, es competente para el conocimiento y fallo de las causas por los delitos tipificados en determinados preceptos del Código Penal mencionados expresamente en dicho artículo, que se le atribuyan por la LOTJ u otra Ley, dentro de las siguientes rúbricas:

- a) Delitos contra las personas
- b) Delitos cometidos por los funcionarios públicos en el ejercicio de sus cargos.
- c) Delitos contra el honor.
- d) Delitos contra la libertad y seguridad.
- e) Delitos de incendios.

El Tribunal del Jurado se compone de nueve jurados y está presidido por un Magistrado de la Audiencia Provincial. Al juicio del Jurado asisten además dos jurados suplentes.

La LOTJ establece los requisitos para ser jurado: ser español mayor de edad; encontrarse en pleno ejercicio de sus derechos políticos; saber leer y escribir; ser vecino, al tiempo de la designación, de cualquiera de los municipios de la provincia en que se cometió el delito; y no estar impedido física, psíquica o sensorialmente para el desempeño de la función de Jurado. Regula además las causas de incapacidad e incompatibilidad, así como las de prohibición o excusa para ser jurado. Pueden excusarse para actuar como jurado los mayores de 65 años, los que hayan desempeñado efectivamente la función de jurado dentro de los cuatro años precedentes, los que sufran grave trastorno por razón de las cargas familiares, los que desempeñen trabajo de relevante interés general, cuya sustitución originaría importantes prejuicios al mismo, los que tengan su residencia en el extranjero, los militares profesionales en activo cuando concurren razones de servicio y los que aleguen y acrediten suficientemente cualquier otra causa que les dificulte de forma grave el desempeño de la función de jurado.

Para cada juicio con Jurado se realiza por la Audiencia provincial un sorteo en el que se eligen un total de 36 candidatos a jurados de la lista provincial. Después del proceso de eliminación de candidatos en los que concurra algún impedimento para actuar como jurado, proceso que se regula detalladamente en la LOTJ, se procede a un nuevo sorteo entre los candidatos restantes para seleccionar a los 9 jurados que formarán parte del Tribunal y a los 2 suplentes.

El marco para el sorteo

Centrándonos ya en el propio sorteo para la formación de la lista provincial de candidatos a jurados, se refiere al mismo el artículo 13 de la LOTJ. El sorteo es efectuado por las Delegaciones Provinciales de la Oficina del Censo Electoral (DPOCE), encuadradas en las Delegaciones Provinciales del INE, dentro de los últimos 15 días del mes de septiembre de los años pares. En este sorteo se obtiene la lista bienal de candidatos a jurados para los dos años naturales siguientes. Así pues, como ya hemos dicho, en el sorteo del presente año 2000 se han obtenido las listas para el bienio 2001-2002.

En 1995, año de publicación de la LOTJ, se celebró un primer sorteo excepcional contemplado en la Disposición transitoria tercera, para obtener la lista de candidatos a jurados vigente hasta el 31 de diciembre de 1996. Después se celebraron ya los propios de los años pares: 1996, 1998 y 2000.

En cada provincia, el presidente de la Audiencia Provincial comunica al Delegado de la DPOCE (el Delegado provincial del INE), el número de candidatos a jurados (n) que se estima necesario obtener por sorteo dentro de la provincia, añadiendo la LOTJ que dicho número se calculará multiplicando por 50 el número de causas que se prevea vaya a conocer el Tribunal del Jurado durante los dos años de vigencia de la lista.

El sorteo se realiza a partir de la lista del censo electoral vigente a la fecha del sorteo, que es el referido al día 1 del mes anterior, el de agosto. Esta lista está ordenada por municipios, relacionada alfabéticamente dentro de cada municipio y numerada correlativamente dentro del conjunto de la provincia, desde 1 para el primer elector del primer municipio hasta N , el total de electores de la provincia, para el último elector del último municipio. Hay que señalar que los municipios se ordenan por su código, lo que viene a ser parecido al orden alfabético, con ciertas alteraciones producidas a lo largo del tiempo por cambios de denominación, creación, supresión o fusión de municipios, etc. Esta lista se expone en los Ayuntamientos durante los siete días previos al sorteo, por lo que cualquier ciudadano puede conocer de antemano el número provincial que le corresponde para el mismo.

Método del sorteo: selección sistemática con arranque aleatorio

El sorteo, que se celebra en sesión pública previamente anunciada en el Boletín Oficial de la provincia y en los dos diarios de mayor difusión en la provincia, está regulado por el Real Decreto 1398/1995, de 4 de agosto (BOE de 5 de agosto). El método del sorteo se establece en su artículo 3, que fue modificado por el Real Decreto 2067/1996, de 13 de septiembre (BOE de 14 de septiembre).

El sorteo excepcional de 1995 se desarrolló, por lo tanto, de acuerdo con la redacción original del artículo 3, que decía:

“El sorteo de los candidatos a jurados se realizará utilizando medios informáticos mediante el método de selección sistemática con arranque aleatorio, conforme a las siguientes reglas:

a) Se dividirá el número total de electores de la provincia (N) entre el de candidatos a jurados (n), obteniéndose el cociente (k):

$$k = \frac{N}{n}$$

b) Mediante la aplicación informática diseñada al efecto por el Instituto Nacional de Estadística, se seleccionará de forma aleatoria un número (u) comprendido entre 1 y el citado cociente (k).

c) Dicho número (u) corresponderá al primer candidato seleccionado, según el número de orden con que cada elector figure en la lista del censo electoral expuesta en los Ayuntamientos. Los restantes candidatos a jurados se obtendrán sumándole (k), sucesivamente, al número seleccionado anterior.

Ejemplo práctico:

En una provincia de 300.000 electores en la que hay que obtener por sorteo 1.500 candidatos a jurados.

El valor k es:

$$k = \frac{300.000}{1.500} = 200$$

A continuación se obtiene un número aleatorio comprendido entre 1 y 200; por ejemplo el 37. Este será el número de orden del primer candidato a jurado y los restantes se tomarán de 200 en 200. Es decir, los números de orden de los candidatos a jurados serán:

37, 237, 437, . . . , 299.837”

En esta regulación observamos un importante defecto. No se especifica si el cociente k es entero cuando el cociente no sea entero, lo que sucederá casi siempre, aunque de los apartados b) y c) se deduce que son enteros todos los números, lo que equivale al redondeo del cociente por defecto. Y así lo hacía la aplicación informática empleada en el sorteo de 1995. Por ello, llamemos k al **redondeo entero por defecto** del cociente. Pero esto implicaba que cierto número de electores en cada provincia, los $N - nk$ últimos de la numeración provincial, no tenía posibilidad de ser seleccionado. Y el desafortunado ejemplo que incluía el artículo 3 nada podía aclarar, ya que nos ofrece un caso en el que el cociente es entero, precisamente.

En resumen, las probabilidades de selección eran, si llamamos r al número provincial correspondiente al elector:

$$p(r) = \frac{1}{k} \quad \text{si } r \leq nk$$

$$p(r) = 0 \quad \text{si } r > nk$$

La suma de las probabilidades de selección para todos los electores es igual a n , el total de seleccionados, como debe ser, pero mientras que los nk primeros electores tenían la misma probabilidad de selección, los restantes tenían probabilidad nula.

Este fue el motivo de la modificación en 1996 del artículo 3, que se aplicó en los sorteos de 1996, 1998 y 2000, y cuya redacción es la siguiente:

“El sorteo de candidatos a jurados se realizará utilizando medios informáticos mediante el método de selección sistemática con arranque aleatorio, conforme a las siguientes reglas:

a) Se dividirá el número total de electores de la provincia (N) entre el de candidatos a jurados (n), obteniéndose el cociente “ k ”:

$$k = \frac{N}{n}$$

calculándose con cinco decimales y redondeando, en su caso, el último de ellos por defecto, si el siguiente decimal es menor que 5, o por exceso, en caso contrario.

b) Mediante la aplicación informática diseñada al efecto por el Instituto Nacional de Estadística, se seleccionará de forma aleatoria un número (u), con cinco decimales, mayor que 0 y menor o igual que k .

c) Se obtendrá la siguiente sucesión:

$$u, u + k, u + 2k, \dots, u + (n-1)k, \text{ tomando } k \text{ con cinco decimales.}$$

d) Los términos de la sucesión anterior se aproximarán al número entero más próximo por defecto, si el primer decimal es menor que 5, o por exceso, en caso contrario.

e) Los candidatos seleccionados serán aquellos cuyo número de orden, que figura en las listas del censo electoral expuestas en los Ayuntamientos, coincidan con los términos aproximados referidos en el apartado anterior. Si al aproximar el primer término de la sucesión anterior resultase 0, el candidato a jurado seleccionado será el último de la lista provincial.

Ejemplo práctico:

En una provincia de 412.505 electores en la que hay que obtener por sorteo 2.250 candidatos a jurados.

El valor de k es:

$$k = \frac{412.505}{2.250} = 183,33556$$

A continuación se obtiene un número aleatorio mayor que 0 y menor o igual que 183,33556; por ejemplo, el 37,12345.

La sucesión referida en el párrafo c) será:

37,12345 220,45901 403,79457 412.358,79789

Aproximando los términos de la sucesión anterior, los candidatos seleccionados serán los correspondientes a los números de orden siguientes, según la lista electoral:

37, 220, 404,, 412.359"

Ahora podemos hablar de selección sistemática prácticamente continua, por múltiplos de una cien milésima, dividiendo el intervalo $(0, N]$ en n intervalos de igual longitud k , con arranque aleatorio en el primer intervalo. Se identifica el entero 0 con el N , de manera que todos los electores están representados por un intervalo de longitud 1 en la secuencia aleatoria con 5 decimales que determina los electores seleccionados: los electores con número provincial r comprendido entre 1 y $N-1$, por el intervalo $[r-1/2, r+1/2)$; y el elector N , por la unión de los intervalos $(0, 1/2)$ y $[N-1/2, N]$.

Y así, con las cifras reales que se manejan en los sorteos de todas las provincias, todos los electores tienen la misma probabilidad de selección, con la excepción del elector N , en cuya probabilidad se produce una pequeña distorsión debido al redondeo a 5 decimales, ya que al sumar sucesivamente el periodo k al arranque aleatorio cubrimos una longitud total nk que puede ser mayor o menor que N . La diferencia d entre el cociente redondeado y el exacto es siempre menor, en valor absoluto, que 5 millonésimas:

$$d = k - \frac{N}{n} \quad |d| < 5 \times 10^{-6}$$

Si nd es, en valor absoluto, menor que 0.5, lo que siempre sucederá en los sorteos de candidatos a jurados, sólo se verá distorsionada la probabilidad de selección de elector N , como decíamos, ya que sólo uno de los intervalos que lo representa, el $[N-1/2, N]$, se verá acortado o aumentado en la longitud nd , dependiendo del signo de la diferencia d . Las probabilidades de selección son:

$$p(r) = \frac{1}{k} \quad \text{si } r \neq N$$

$$p(N) = \frac{1+nd}{k}$$

Y la suma de las probabilidades de selección para todos los electores es, lógicamente, n :

$$\sum_{r=1}^N p(r) = (N-1) \frac{1}{k} + \frac{1+nd}{k} = \frac{N+nd}{k} = \frac{nk}{k} = n$$

Si bien esta distorsión es de mínima importancia, se podría haber evitado de varias maneras, como por ejemplo en una disposición "circular" del censo, identificando el 0 con N , 1 con $N+1$, 2 con $N+2$, etc. y seleccionando el arranque aleatorio en cualquier punto, y no en el primer periodo. De hecho haría innecesario el uso de decimales, pudiendo mantenerse la selección por números enteros, con el redondeo por defecto del cociente para obtener k , para evitar la selección repetida que podría producirse en un redondeo por exceso de k al "completar el círculo".

Listas provisionales y definitivas de candidatos a jurados

En el acto del sorteo y mediante una aplicación informática, como dice el Real Decreto, se obtiene el arranque aleatorio y la sucesión numérica que determina de números seleccionados, con cinco decimales, así como la correspondiente sucesión de enteros obtenida al redondear aquella.

Los listados que contienen estas secuencias numéricas se añaden al acta del sorteo. Dentro de los tres días siguientes, la DPOCE genera la lista provisional de candidatos a jurados, con todos los datos de los electores cuyo número en la lista provincial haya sido seleccionado en el sorteo, y la envía a la Audiencia Provincial, que a su vez la remite a los Ayuntamientos y al Boletín Oficial de la Provincia para su exposición y publicación, respectivamente, durante los últimos 15 días del mes de octubre. Durante este plazo, el Secretario de la Audiencia Provincial notifica por correo a cada candidato a jurado su inclusión en la lista, indicándoles las causas de incapacidad, incompatibilidad y excusa previstas en la LOTJ, y el procedimiento para su alegación.

Durante los 15 primeros días de noviembre se desarrolla el proceso regulado en la LOTJ de reclamaciones contra la inclusión en la lista por alguna de las causas previstas en la Ley por parte de los candidatos a jurados o de cualquier ciudadano, así como de advertencia por parte de los Secretarios de los Ayuntamientos de la falta de requisitos, incapacidad o incompatibilidad en alguno de los candidatos de la lista provisional. Estas reclamaciones y advertencias se realizan ante el Juez Decano competente para su resolución, en función del Partido judicial al que corresponde el municipio de residencia del interesado. El Juez Decano debe dictar su resolución motivada antes del 30 de noviembre.

Los Jueces Decanos ordenan realizar las rectificaciones o exclusiones que corresponda, comunicando a la DPOCE su resolución, así como a los interesados. Una vez incorporadas estas resoluciones, se obtiene la lista definitiva de candidatos a jurados, que la DPOCE remite al Presidente de la Audiencia Provincial y que entran en vigor el día 1 de enero.

En relación con el último sorteo, figuran en la siguiente tabla, para cada una de las provincias gallegas, el número de electores, el número de candidatos seleccionados y el periodo de selección. Aparecen también, para Galicia y España, el número total de electores y de candidatos seleccionados. Evidentemente, al estar aún pendiente el proceso de rectificaciones y exclusiones, las cifras del número de candidatos se refieren a las listas provisionales.

	N	n	k
La Coruña	938.317	1.500	625,54467
Lugo	312.850	750	417,13333
Orense	291.813	3.500	83,37514
Pontevedra	749.859	2.500	299,94360
Galicia	2.292.839	8.250	
España	32.867.383	82.600	

Sorteo de candidatos a jurados del año 2000



SEMINARIO INTERNACIONAL SOBRE INFERENCIA NON PARAMÉTRICA (ISNI 2000)

Ángeles Saavedra González, Universidade de Vigo

ISNI 2000

Os días 10, 11, 12 e 13 do mes de xullo de 2000, celebrouse en Santiago de Compostela o International Seminar on Nonparametric Inference 2000. Este seminario enmárcase dentro das reunións que, con periodicidade anual, véñense celebrando dende hai máis de dez anos polas áreas de Estatística e Investigación Operativa das tres universidades galegas. Estas reunións científicas están dirixidas a todo o persoal investigador interesado no campo da Inferencia non Paramétrica, tanto na parte teórica como nas súas aplicacións prácticas.

O comité organizador deste seminario estivo formado polos profesores Ricardo Cao Abad da Universidade da Coruña, Wenceslao González Manteiga, Manuel Febrero Bande e María José Lombardía Cortiña da Universidade de Santiago de Compostela e Ángeles Saavedra González da Universidade de Vigo. As entidades colaboradoras foron o Departamento de Estatística e Investigación Operativa da Universidade de Santiago de Compostela, o Instituto de Informática, o Instituto de Matemáticas, o Instituto Universitario de Estudos e Desenvolvemento de Galicia e a Secretaría de I+D da Xunta de Galicia.

O número de participantes foi de 91, sendo na súa meirande parte membros dalgunha das tres universidades galegas. Cabe destacar nembargantes a asistencia de representantes doutras universidades españolas, como é o caso da Carlos III, a Autónoma de Madrid, a Universidade de Granada, a de Xaén, a de Zaragoza ou a de Oviedo, entre outras, e dalgunhas universidades estranxeiras de países como Brasil, Portugal e o Reino Unido. Así mesmo contou coa participación de representantes de organismos como o Instituto Galego de Estatística, o Instituto Nacional de Estadística ou o Hospital Juan Canalejo.

O programa de conferencias invitadas contou coa presenza dalgúns dos mellores científicos da non paramétrica actual. Ó longo dos catro días nos que se celebrou o seminario, profesores de recoñecido prestixio e renome internacional compartiron cos asistentes parte das súas investigacións en diferentes campos da inferencia non paramétrica. Pasamos agora a comentar brevemente os contidos das conferencias deste congre-

so e máis adiante ofrecemos a tradución ó galego dos resumos destas charlas que poden atoparse en inglés na folla web <http://eio.usc.es/pub/isni2000/>, que recolle diversa información sobre este seminario.

O profesor José Antonio Cristobal, da Universidade de Zaragoza fixo unha análise dalgunhas situacións da regresión non paramétrica con datos nesgados por lonxitude na súa conferencia "Nonparametric regression for length biased data". Logo dunha visión xeral do problema expuxéronse dúas solucións baseadas nos polinomios locais.

Na conferencia invitada de título "Some issues on linear regression with functional data", presentada polo profesor Antonio Cuevas da Universidade Autónoma de Madrid, considerouse o problema da regresión simple con variables explicativas funcionais nun modelo de deseño fixo.

O profesor J. Steve Marron da University of North Carolina, USA, motivou, ó longo das súas conferencias "Significance in Scale Space" e "Understanding the structure of complex populations", á análise de datos funcionais mediante un problema oftalmolóxico. Baseándose na análise de compoñentes principais, desenrólase unha metodoloxía encamiñada á coñecer á estrutura dunha poboación de imaxes.

Cos títulos "Nonparametric analysis of seismic point process data" e "Line and band estimation of fault lines and boundaries for spatial data", o profesor da Australian National University Peter Hall presentou métodos non paramétricos para a análise de procesos puntuais e para a estimación de liñas de fallo en contextos xerais.

O profesor da University of Iowa, Joel L. Horowitz nas súas conferencias "An adaptive, rate-optimal test of a parametric model against a nonparametric alternative" e "Nonparametric estimation of a generalized additive model with an unknown link function" desenrolou un test paramétrico para a función de medias condicional fronte a alternativas non paramétricas e amosou un método de redución da dimensionalidade para o caso de covariables multidimensionais.

O profesor Peter M. Robinson da London School of Economics estableceu nas súas conferencias "Edgeworth expansion and bootstrap for semiparametric averaged derivatives" e "Narrow-band analysis of nonstationary processes" un desenrolo de edgeworth para a distribución límite de estimadores de single index models e estudiou o comportamento dos periodogramas e os periodogramas cruzados para unha ampla clase de procesos non estacionarios.

Nas conferencias invitadas "Nonparametric regression for spatially correlated data" e "Local polynomial regression estimation in survey sampling" o profesor Jean Opsomer, da Iowa State University, tratou do tema da regresión non paramétrica de datos correlados e a estimación do total e media dunha poboación finita.

O profesor Luis Alberto Ramil Novo, da Universidade de Santiago de Compostela, estudiou algúns aspectos dos métodos de regresión non paramétrica ó longo da súa conferencia "Nonparametric methods in regression: some relations in estimation and goodness-of-fit test", centrándose ó final da súa charla no importante problema de obter contrastes de hipóteses para os modelos de regresión.

Winfried Stute, da Universidade de Giessen, presentou un método para estimar un punto de cambio na regresión binaria durante a conferencia

"Nonparametric estimation of a discontinuity in binary regression" e a estimación non paramétrica de distribucións bivariadas cando os datos son censurados durante a charla "Some advances in multivariate survival analysis".

A conferencia invitada "Nonparametric regression under random censorship", do profesor da Universidade de Vigo Jacobo de Uña Álvarez, tratou sobre a análise de estimadores non paramétricos da media condicionada da variable resposta en contextos de censura.

Como noutros seminarios houbo tamén sesión de posters, presentándose un total de 16 traballos. Os temas expostos abordaron distintos aspectos da inferencia non paramétrica, demostrando unha vez máis o alto nivel acadado polos investigadores participantes. A teoría estatística da estimación non paramétrica de curvas demostrou que está a pasar unha etapa de madurez que permite a súa proxección fora do ámbito dos investigadores especializados no tema. No presente seminario afondouse tanto en aspectos metodolóxicos como computacionais destas técnicas en diferentes contextos: a inferencia en poboacións finitas, os modelos estatísticos de datos espaciais, a análise de supervivencia, os contrastes de bondade de axustamento, os modelos de datos dependentes e os problemas de clasificación ou discriminación.

RESUMOS DAS CONFERENCIAS DO SEMINARIO ISNI 2000

Luis Alberto Ramil Novo, Universidade de Santiago.

Estimación non paramétrica dunha discontinuidade en regresión binaria
Winfried Stute, Universidade de Giessen

Neste traballo preséntanse novas técnicas para a estimación dun punto de discontinuidade descoñecido dun modelo de regresión binaria. O enfoque que se presenta baséase en procesos de U-estadísticos apropiados baseados en concomitantes. Otéñense ordes de converxencia óptimos, e dase unha caracterización da distribución límite do estimador. Por último, mediante un estudio de simulación, amósase o comportamento do estimador con mostras pequenas.

Algúns avances na Análise de Supervivencia Multivariante
Winfried Stute, Universidade de Giessen

A estimación non paramétrica dunha función de distribución bivariante cando os datos están suxeitos a unha posible censura foi un tema sobre o que se investigou moito no pasado. Moitos dos estimadores propostos empregan procedementos de suavizado. En xeral presentan o inconveniente de non seren auténticas funcións de distribución. Neste traballo preséntanse estimadores nonparamétricos que sí o son baixo diferentes tipos de censura. Como resultado principal destacamos a converxencia débil de funcionais lineares destes estimadores. Estes resultados son de utilidade para o estudio de moitos estadísticos clásicos do contexto bivariante, cando os datos están suxeitos a censura.



Regresión non paramétrica baixo censura aleatoria
Jacobo de Uña Álvarez, Universidade de Vigo

Sexa (X, Y) un vector aleatorio bidimensional, e sexa $m(x) = E[Y/X=x]$ a esperanza de Y condicionada a $X=x$. Na análise de supervivencia, a resposta Y (o tempo de vida, ou unha transformación monótona del) está xeralmente suxeita a censura pola dereita. Sexan (X_i, Z_i, d_i) , $1 \leq i \leq n$, as observacións i.i.d. disponibles. Aquí Z_i é a resposta recollida e d_i é o indicador de censura. Baixo o modelo de censura aleatoria de Stute (1993, *J. Multivar. Anal.* 45), a verdadeira resposta \tilde{Y}_i pode ser sintetizada a partir dos (X, Z, d) . Neste traballo analízanse estimadores nonparamétricos de $m(x)$ da forma $m_n(x) = m_n(x; (X_1, \tilde{Y}_1), \dots, (X_n, \tilde{Y}_n))$. Tamén se consideran algúns tópicos relacionados, como a estimación por mínimos cadrados do modelo de regresión linear, e tests de bondade de axustamento para modelos lineares.

Análise non paramétrica de datos de procesos-puntuais sísmicos
Peter Hall, Universidade Nacional Australiana

Neste traballo suxírense métodos non paramétricos para a análise de datos de procesos-puntuais, motivados por datos multivariantes sobre epicentros de sucesos sísmicos. Os métodos presentados baséanse en métodos de estimación da intensidade non paramétricos, e empregan técnicas de redución da dimensionalidade e de representación da traxectoria da evolución temporal de "clusters" de alta intensidade. Inclúen formas de mellorar o comportamento estatístico mediante a depuración dos datos, é dicir, pre-procesando os datos antes de substituílos nun estimador non paramétrico convencional. Isto leva a novos métodos para a redución do nesgo dunha gran variedade de estimadores non paramétricos de curvas.

Estimación por liñas e por bandas de liñas de fallas e de fronteiras con datos espaciais
Peter Hall, Universidade Nacional Australiana

Considérese un problema de regresión onde as variables explicativas representan localizacións espaciais, e a resposta media ten unha discontinuidade tipo falla. (A discontinuidade non é necesariamente representable en termos dun simple "deslizamento"). As veces o emprazamento da liña da falla é de tanto interese como o valor da resposta media en cada lado da falla. En problemas de análise de imaxes a liña da falla pode representar a fronteira entre dous cores distintos, e as variables explicativas estarían localizadas nos vértices dun gráfico regular. Neste caso existe toda unha gama de técnicas para a estimación da fronteira. Noutros contextos, por exemplo para medir os impactos bénticos a partir de mostras do leite mariño, as variables explicativas están distribuídas de forma irregular. Neste traballo preséntanse métodos de estimación das liñas de falla, e para a construción de bandas de confianza para elas, en contextos bastantes xerais.

Regresión non paramétrica con datos nesgados en lonxitude
José Antonio Cristóbal, Universidade de Zaragoza

Tras unha revisión das distribucións ponderadas, neste traballo analízanse algunhas situacións nas que aparecen os datos nesgados en lonxitude. Aínda que a bibliografía existente sobre a estimación da función de densidade con datos nesgados en lonxitude é extensa, apenas se ten publicado nada sobre a estimación da función de regresión, cando os datos se observan mediante unha mostraxe nesgada en lonxitude na variable resposta. Aquí ofrecemos dúas solucións para estimar a función de regresión con este tipo de datos, ámbalas dúas baseadas en estimación polinómica local. Tamén é de interese analizar a situación na que se teñen dúas mostras, unha de datos nesgados e outra de datos non nesgados. Neste caso, propóñense outros dous estimadores da función de regresión. Para todos os estimadores propostos ofrecemos resultados asintóticos e máis algúns estudos de simulación con mostras finitas. Por último, analizamos o problema de selección automática (baseada nos datos) do parámetro ventá, atopando unha relación entre o parámetro ventá asintoticamente óptimo neste caso e o óptimo con datos non nesgados.



Regresión non paramétrica con datos correlados espacialmente
Jean Opsomer, Universidade Estatal de Iowa (Iowa State University)

Como é ben sabido a presenza de correlación complica os axustes de regresión non paramétricos. En particular, se non se corrixe a correlación, os métodos de selección do parámetro de suavizado non funcionan e a inferencia é incorrecta. Aquí amosamos exemplos dos problemas que causa a correlación e facemos unha revisión dalgúns resultados disponibles para tratala no caso de regresión univariante. A continuación amosamos unha xeralización destes resultados ao caso de datos correlados espacialmente. Aproximamos o erro cuadrático medio (MSE) do estimador e amosamos o efecto da correlación no MSE. A selección do parámetro ventá con datos correlados espacialmente discútese e ilústrase con simulacións e exemplos.

Regresión polinómica local na mostraxe por enquisas
Jean Opsomer, Universidade Estatal de Iowa (Iowa State University)

Na estatística de enquisas, o obxectivo do estudo xeralmente é estimar o total finito da poboación ou a media dunha variable de interese. Utilizando información auxiliar pódense mellorar os estimadores baseados nos deseños clásicos mediante a construción de estimadores asistidos por un modelo. Aquí discutimos unha nova clase de estimadores de regresión non paramétricos con ese propósito e describimos as súas propiedades teóricas. Amosamos cómo se pode estender o estimador polinómico local a moitas situacións de interese práctico para a mostraxe por enquisas, entre as que se inclúen a mostraxe multietápica e multifásica, garantindo propiedades teóricas e prácticas desexables. Tamén se discuten a selección do parámetro ventá e métodos de inferencia. Un estudio de simulación e un exemplo con datos reais ilustran o comportamento práctico dos métodos propostos.

Explorando a estrutura de poboacións complexas
J. S. Marron, Universidade de North Carolina

A análise de datos funcionais, onde os elementos de estudo son obxectos complexos, introdúcese aquí mediante un exemplo de oftalmoloxía. Cada dato é unha imaxe, e deséxase entender a estrutura da poboación de imaxes. A información contida nas imaxes resúmese mediante certos vectores de características, e a análise estatística baséase na análise de componentes principais (PCA) no espacio destes vectores. A estrutura da poboación amósase mediante videos de imaxes no espacio de datos orixinal. No exemplo de oftalmoloxía, os datos atípicos motivan o desenvolvemento dunha adaptación da PCA. Os métodos de PCA robustos clásicos non serven neste caso, xa que o número de datos é menor que a dimensión dos vectores de características.

Características relevantes dunha imaxe
J. S. Marron, Universidade de North Carolina

Neste traballo desenvólvese unha metodoloxía para atopar nunha imaxe desfigurada aquelas características que se poden distinguir do ruído que desfigura á imaxe. A técnica baséase nunha familia de imaxes suavizadas. Os puntos que teñen un gradiente ou/e unha curvatura estatisticamente significativos localízanse iluminándoos mediante símbolos de cores. A versión dos gradientes auméntase e destácase mediante a delimitación e visualización de rexións de significación. As ideas ilústranse con imaxes reais e simuladas.

Algúns resultados sobre regresión linear con datos funcionais
Antonio Cuevas, Universidade Autónoma de Madrid

Considérase aquí o problema de regresión linear simple con variables explicativas funcionais e variable resposta funcional e un modelo de deseño fixo. Propónse un estimador do operador linear do modelo. A súa consistencia próbase baixo condicións que garanten que o deseño é suficientemente informativo. Tamén se considera o problema clásico de calibración (ou regresión inversa), para o que se propón un estimador consistente. [Nota: Este é un traballo conxunto con Ricardo Fraiman]

Un test de orden óptimo e adaptable para o contraste dun modelo paramétrico fronte a unha alternativa non paramétrica

Joel L. Horowitz⁽¹⁾ e Vladimir G. Spokoiny⁽²⁾

⁽¹⁾ **Universidade de Iowa, USA**

⁽²⁾ **Weierstrass Institute for Applied Stochastics, Alemaña**

Neste traballo preséntase un novo test para contrastar un modelo de regresión paramétrico fronte a unha alternativa nonparamétrica. O test adáptase ao grao de suavidade descoñecido da alternativa e é uniformemente consistente fronte a alternativas que converxen ao modelo paramétrico á taxa de converxencia máis rápida posible. Esta taxa é máis lenta ca $n^{-1/2}$. Algúns dos tests existentes teñen potencia fronte a clases restrinxidas de alternativas se a distancia ao modelo paramétrico diminúe á taxa $n^{-1/2}$. Sen embargo, existen sucesións de alternativas fronte ás cales estes tests son inconsistentes e o noso é consistente. Como consecuencia, hai modelos alternativos para os cales a potencia con mostras finitas do noso test é claramente superior á dos tests existentes. Esta conclusión ilústrase mediante os resultados dun estudio de simulación.

Estimación non paramétrica dun modelo aditivo xeralizado cunha función "link" descoñecida

Joel L. Horowitz, Universidade de Iowa, USA

Neste artigo examínase o problema de estimación da media dunha variable Y condicionada a un vector de covariables X baixo hipóteses débiles acerca da forma da función de regresión. Unha estimación completamente non paramétrica xeralmente non é apropiada cando X é multidimensional porque a precisión da estimación diminúe rapidamente coa dimensionalidade. Este problema pode evitarse mediante técnicas de redución da dimensionalidade como poden ser os modelos dun só índice, os modelos aditivos, os multiplicativos, ou os modelos parcialmente lineares. Estes modelos non son aniñados, polo que un analista ha de elixir entre eles. Se se fai unha elección incorrecta, o modelo resultante non está ben especificado, polo que as inferencias baseadas nel poden levar a conclusións erróneas. Neste traballo descríbese un estimador para un novo modelo que aniña os modelos dun só índice, os aditivos e os multiplicativos. Co novo modelo é posible reducir a dimensionalidade sen a necesidade de ter que escoller entre modelos dun só índice, aditivos ou multiplicativos. Os estimadores centrados e normalizados das funcións descoñecidas do novo modelo teñen unha distribución asintótica normal. Unha extensión do novo modelo aniñará tamén aos modelos parcialmente lineares.

Métodos non paramétricos en regresión: algunhas relacións en estimación e en tests de bondade de axustamento

Luis Alberto Ramil Novo, Universidade de Santiago de Compostela

Os estimadores nonparamétricos da regresión teñen unha gran tradición na estatística desde os anos 60. Os estimadores por series ortogonais, os smoothing splines, varios tipos de estimadores tipo núcleo, os estimadores k -puntos-próximos e os estimadores polinómicos locais son os máis populares. Todos estes estimadores son estimadores lineares no sentido de que $m(x)$ estimase por unha expresión do tipo $\hat{m}(x) = \sum_{i=1}^n W(x, x_i) y_i$ onde os (x_i, y_i) son os pares de datos observados das variables explicativa e resposta.

Este traballo está dividido en dúas partes. Na primeira faise un estudio das matrices de peso $H = [W(x_i, y_j)]_{i,j=1,\dots,n}$ dos principais estimadores non paramétricos. O estudo está centrado principalmente no estudio das trazas destas matrices e das potencias do tipo $\text{tr}(H^s H)$, $s \geq 1$. Empregando a función núcleo equivalente de cada estimador e a súa correspondente transformada de Fourier, amosamos expresións asintóticas destas trazas que proporcionan relacións útiles entre as matrices de peso.

A segunda parte está centrada nunha das aplicacións máis importantes dos estimadores non paramétricos da función de regresión: os tests de bondade de axustamento para modelos de regresión. Utilizando a relación amosada para as matrices H , damos un procedemento xeral para aproximar a distribución de moitos estatísticos de contraste baseados en formas cuadráticas e definidos en termos de estimadores non paramétricos. Por último amósase a relación entre algúns destes tests e algúns tests clásicos para modelos lineares.



Análise mediante bandas estreitas de procesos non estacionarios

P. M. Robinson⁽¹⁾ e D. Marinucci⁽²⁾

⁽¹⁾ **Escola Londinense de Economía (London School of Economics)**

⁽²⁾ **Universidade La Sapienza**

O períodograma, e o seu promedio sobre unha banda de frecuencias, desenvolveuse para a análise de series temporais estacionarias, por exemplo na estimación do espectro. Sen embargo tamén ten interese o seu comportamento con series non estacionarias, onde non só se pode usar por equivocación, senón tamén como amosamos neste traballo, de maneira proveitosa. Estudiamos o comportamento de períodogramas promedio e de períodogramas cruzados dunha clase ampla de procesos non estacionarios. Estes procesos inclúen procesos non estacionarios que son fraccionales de calquera orde, e procesos fraccionales asintóticamente estacionarios, e o períodograma cruzado inclúe dous procesos non estacionarios que poden ser de distinto orde, ou un non estacionario e un asintóticamente estacionario. O promedio faise ben sobre a banda de frecuencia completa, ou ben sobre unha que converge lentamente á frecuencia cero a medida que aumenta o tamaño mostral, aínda que algúns dos nosos resultados tamén teñen que ver cun subconxunto nondexenerado da banda de Nyquist. Nalgúns casos atópase que non hai diferencias asintóticas, e en particular nós indicamos cómo cambia o comportamento da media e da varianza no espacio bidimensional das ordes de integración. Os resultados empregan tan só hipóteses nun entorno de cero no espectro das sucesións debilmente estacionarias consideradas. Tamén se amosa cómo os resultados se poden aplicar no caso de cointegración fraccional con ordes de integración descoñecidos.

Expansións de Edgeworth e remostraxe Bootstrap para derivadas ponderadas semiparamétricas

Y. Nishiyama e P. M. Robinson, Escola Londinense de Economía (London School of Economics)

Neste traballo obtense unha expansión de Edgeworth para a distribución límite dun estimador da derivada ponderada semiparamétrica dunha densidade ponderada dun modelo dun só índice. O termo principal que correixe o límite normal varía en magnitude, dependendo da elección do parámetro ventá e da orde da función núcleo. En xeral este termo ten unha orde meirande ca orde que predomina nos problemas paramétricos estándar, pero tamén atopamos situacións nas que ten esta última orde, de xeito que se xeraliza a consecución dunha cota tipo Berry-Essen de Robinson (Econometrica, 1995). Tamé se establece unha expansión de Edgeworth empírica válida. E tamén proporcionamos expansións de Edgeworth teóricas e empíricas dun estatístico estudentizado, onde un dos termos de corrección é diferente. Tamén se fan indicacións sobre como seleccionar o parámetro ventá. O comportamento con mostras pequena amósase mediante un estudio de Montecarlo.

ENUNCIADOS PROBLEMAS OPOSICIÓN

Redacción

Iniciamos neste número unha nova sección da revista na que presentaremos enunciados de problemas de oposicións relacionados en maior ou menor medida coa estatística e a investigación de operacións. Neste número de Informest incluímos os enunciados da primeira parte da oposición para o ingreso no Corpo de Profesores de Ensino Secundario na Especialidade de Matemáticas da Comunidade Autónoma de Galicia que tiveron lugar en Santiago nos meses de xuño e xullo deste ano. Dos oito problemas dos que constaba esta primeira proba, o número catro é un problema de cálculo de probabilidades e o número oito é un problema de variables aleatorias.

Problema número 1.

No \mathbb{R} -espacio vectorial $\mathbb{R}_3(x)$ dos polinomios de grao menor ou igual que tres, considérase a aplicación "f" definida por: $f(p) = p + p'$ (p' é o polinomio derivado de p).

I. Probar que "f" é un endomorfismo de $\mathbb{R}_3(x)$.

II. Calcular a matriz "A" asociada ó endomorfismo "f" ó referir o citado espacio vectorial á base $(1, x, x^2, x^3)$.

III. Sexa a matriz $J = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$ a matriz $B = A + J$. Probar que as matrices I, B, B^2, B^3, B^4 son

linealmente dependentes.

IV. Calcular a inversa da matriz B .

Nota I representa a matriz unidade de orden 4.

Problema número 2.

Calcular, facendo uso do cálculo integral, o volume do tetraedro en función das lonxitudes de dúas aristas opostas, do seno do ángulo que forman e da mínima distancia entre elas.

Problema número 3.

Obter a solución ás cuestións:

I. Calcular a parte enteira de $\frac{1}{\sqrt{1}} + \frac{1}{\sqrt{2}} + \frac{1}{\sqrt{3}} + \dots + \frac{1}{\sqrt{1000000}}$

II.
$$\lim_{n \rightarrow \infty} L_n \frac{\sqrt[n]{(n+1)(n+2)^2(n+3)^3 \dots (n+n)^n}}{\frac{n^2+n}{n \cdot 2n^2}}$$

Problema número 4.

Realízase un xogo entre dous xogadores A e B. En cada partida, a probabilidade de que gane o xogo o xogador A é "p", a probabilidade de que gane o xogo o xogador B é "q" e a probabilidade de que queden en táboas (empate) é "r". Gana o xogo aquel xogador que gane dúas partidas. Calcula a probabilidade de que gane o xogo o xogador A.

Problema número 5.

Sexa "A" un anel unitario e conmutativo. Dous ideais "I", "J" de "A" dícense coprimos cando $I+J=A$.

I. ¿Qué significa que dous ideais de "Z" sexan coprimos?

II. Demostrar que I, J coprimos implica $I \cdot J = I \cap J$.

III. Demostrar que I, J coprimos \iff para todo $a, b \in A$, existe un x tal que $x \equiv a \pmod{I}$; $x \equiv b \pmod{J}$.

IV. Demostrar que I, J coprimos implica que $\frac{A}{I \cdot J} \approx \frac{A}{I} \times \frac{A}{J}$

Problema número 6.

Unha semicircunferencia de radio r divídese en n-1 partes iguais e únese un punto calquera da división cos extremos da semicircunferencia, formándose un triángulo de área A_k . Pídese o límite cando n tende a infinito, da media aritmética das áreas deses triángulos.

Problema número 7.

Considéranse as ecuacións:

$$z^2 - sz + p = 0$$

$$z^2 - s'z + p' = 0$$

(ambas ecuacións con coeficientes complexos)

Determina as condicións que deben verificar s , s' , p , p' para que as raíces de cada ecuación representen no plano os vértices opostos dun cadrado.

Problema número 8.

O número de coches que atravesan diariamente unha zona de velocidade controlada por radar segue unha distribución de Poisson de parámetro λ . Se a probabilidade de que un coche non respete o límite fixado é " p ", pídesse:

I. Encontrar a distribución do número de infraccións diarias detectadas polo radar.

II. Se o radar detectou " r " infraccións. ¿Cal é a distribución do número de coches que atravesaron a zona controlada? ¿Cal é a media desta distribución?

INVESTIDURA COMO DOUTOR HONORIS CAUSA POLA UNIVERSIDADE MIGUEL HERNÁNDEZ DE STEF TIJS

Redacción

O pasado día vinteseite de setembro tivo lugar, na Aula Magna da Facultade de Ciencias Experimentais da Universidade Miguel Hernández de Elche o solemne acto de investidura como Doutor "Honoris Causa", de Stephanus Hendrikus Tijds. Neste acto actuou de padriño da cerimonia Ignacio García Jurado, Director do Departamento de Estatística e Investigación Operativa da Universidade de Santiago e anterior Presidente da SGAPEIO.

Stef Tijds é profesor da Universidade de Tilburg, en Holanda. É un dos máis destacados especialistas a nivel mundial da Teoría de Xogos e un dos grandes impulsores desta teoría en Galicia debido á gran colaboración que mantén co grupo galego de teoría de xogos.

Stef Tijds é autor de máis de douscentos traballos sobre teoría de xogos, matemáticas aplicadas á economía, investigación de operacións, técnicas de elección social, etc. É membro dos consellos editoriais de revistas coma International Journal of Game Theory, Games and Economic Behavior, Mathematical Social Sciences, TOP, etc.

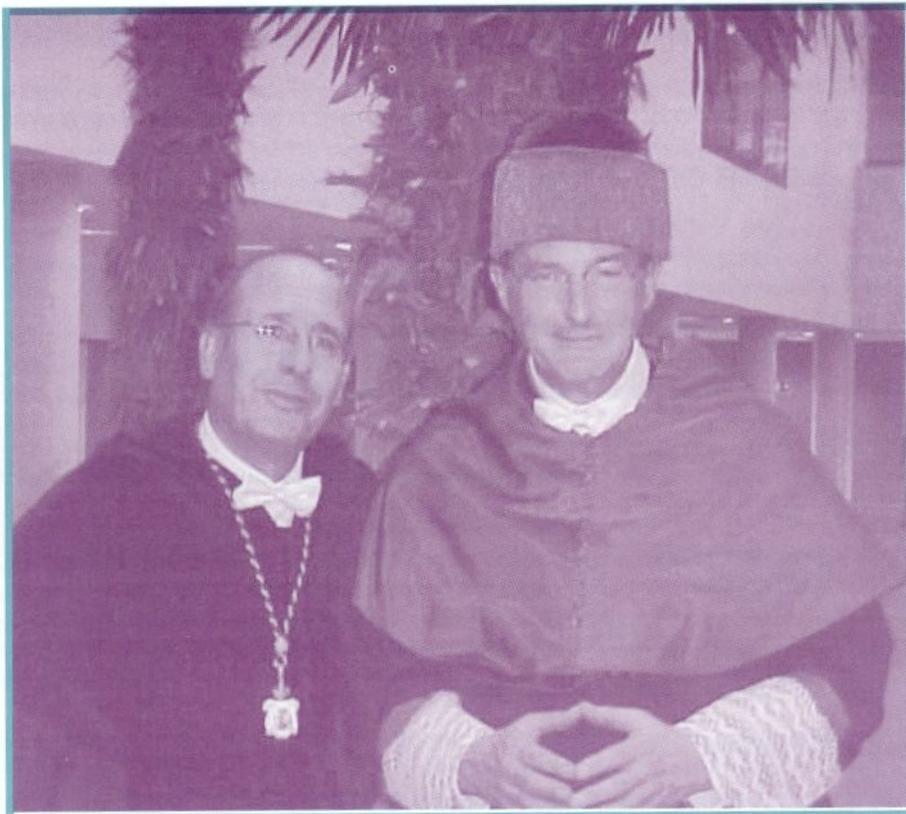
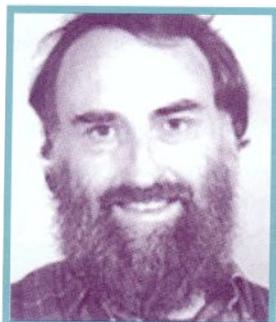


Foto do acto de investidura

INVESTIDURA COMO DOCTOR HONORIS CAUSA POLA UNIVERSIDADE CARLOS III DE MADRID DE PETER ROBINSON

Wenceslao González



Peter M. Robinson

O pasado día 6 de outubro tivo lugar, no Campus de Leganés da Universidade Carlos III de Madrid o solemne acto de investidura como Doutor "Honoris Causa", do profesor Peter M. Robinson. O padriño da cerimonia neste acto foi o profesor Miguel Delgado González, Profesor catedrático do Departamento de Estadística y Econometría da Universidade Carlos III de Madrid.

Peter Robinson é membro do Departamento de Estatística na Escola Londinense de Economía e Política (London School of Economics and Political Science). No mes de xullo pasado, participou no Seminario Internacional sobre Inferencia Non Paramétrica que tivo lugar en Santiago e do que ofrecemos unha ampla información nas páxinas desta revista.

Como membro da Escola Londinense de Economía, a maioría do seu traballo está dentro da Econometría. A súa principal liña de investigación é a inferencia estatística non paramétrica, aínda que tamén ten traballos sobre series temporais e estatística asintótica. É autor de diversas publicacións en revistas tan prestixiosas como *Annals of Statistics* ou *Econometrica*.

PERSOEIROS

Redacción.

Xa comentamos no número anterior de INFORMEST que entre a información que aparece na páxina web do Comité Galego do Ano Mundial das Matemáticas 2000

<http://www.udc.es/gallega2000/>

hai unha sección adicada "O persoeiro da semana".

Esta é a lista de persoeiros dende xuño ata outubro:

29 maio - 4 xuño: Evariste Galois

5-11 xuño: Guido Fubini

12-18 xuño: John Forbes Nash

19-25 xuño: Blaise Pascal

26 xuño - 2 xullo: Henri Léon Lebesgue

3 - 9 xullo: Henry Scheffé

10 - 16 xullo: William Gemmell Cochran



17-23 xullo: Georg Friedrich Bernhard Riemann

24-30 xullo: Ronald Aylmer Fisher

31 xullo - 6 agosto: Niels Henrik Abel

7 - 13 agosto: Georg Gabriel Stokes

14 - 20 agosto: Brook Taylor

21 - 27 agosto: Augustin Louis Cauchy

28 agosto - 3 setembro: Maurice René Fréchet

4 - 10 setembro: Georges Luís-Leclerc, Conde de Buffon

11 - 17 setembro: Paul Pierre Lévy

18 - 24 setembro: Adrien-Marie Legendre

25 setembro - 1 outubro: Euclides de Alexandria

Agora amosamos as notas biográficas e as imaxes de Blaise Pascal, Henry Scheffé, William Gemmell Cochran e Ronald Aylmer Fisher. En seguintes números de INFORMEST terán cabida outros persoeiros e no vindeiro número completaremos a relación dos "Persoeiros da semana". Máis información destes persoeiros na páxina web:

<http://www-history.mcs.st-and.ac.uk/history/BiogIndex.html>

Pódese atopar en Internet moita información referente a celebración do Ano Mundial das Matemáticas. Nesas páxinas atopamos os dous pósters que aparecen despois da información dos "persoeiros".

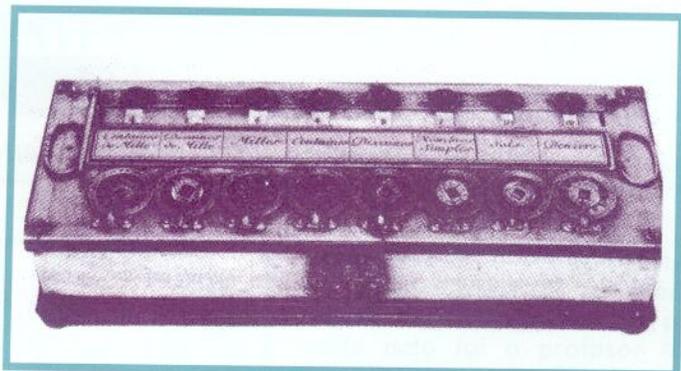
Blaise Pascal



Naceu o 19 de xuño de 1623 en Clermont, hoxe Clermont-Ferrand, Auvergne (Francia) e morreu o 19 de agosto de 1662 en París.

Pascal quedou orfo de nai ós tres anos e aínda sendo un neno foi vivir co seu pai e as súas tres irmáns a París. O pai de Pascal foi moi heterodoxo coa educación de Blaise e non lle deixou estudar matemáticas ata a idade de 15 anos. Sen embargo, a curiosidade deste polas matemáticas, demostrando por si mesmo, ós doce anos, que a suma dos ángulos dun triángulo era igual a dous ángulos rectos, fixo que o seu pai claudicara e lle autorizara a le-la obra de Euclides.

Dende os 14 anos Pascal acompañaba ó seu pai ás reunións de Mersenne onde se discutía de cotío sobre moitas cuestións matemáticas. Pascal mesmo, á idade de 16 anos, presentou nunha destas reunións diversos teoremas de xeometría proxectiva, incluíndo o famoso hexágono místico de Pascal.



No ano 1639 toda a familia se despraza a Rouen, onde o pai exerceu o posto de recadador de taxas. Dende 1642 ó 1645 Pascal traballa con éxito para fabrica-lo que sería a segunda calculadora mecánica (a primeira foi inventada por Schickard en 1624). O mérito de Pascal foi aínda maior ó ter en conta que o sistema monetario francés da época tiña como unidade a libra, que equivalía a 20 soles, sendo cada sol igual a 12 dinares.

filosofía, Pascal realizou avances matemáticos en diversos campos. Demostrou teoremas importantes en xeometría proectiva, investigou numerosos problemas sobre seccións cónicas, fixo grandes aportacións no estudio do triángulo de Pascal e sentou as bases (na súa correspondencia con Fermat) para o que máis tarde sería a teoría da probabilidade.

Tras unha etapa final da súa vida de gran fervor relixioso (que sempre estivo máis ou menos presente na traxectoria de Pascal), e logo de momentos de saúde moi delicada, Pascal morreu ós 39 anos, probablemente dun cancro de estómago.

Á parte das súas importantísimas aportacións á física (demostrando a existencia do baleiro mediante os seus experimentos sobre a presión atmosférica) e á

Henry Scheffé



Naceu o 11 de abril de 1907 en Nova York e morreu o 5 de xullo de 1977 en Berkeley, California.

Fillo de emigrantes alemáns Scheffé pasou a súa infancia entre bastantes necesidades económicas. Licenciouse en Matemáticas en 1931 e presentou a súa Tese de Doutoramento en 1935 sobre ecuacións diferenciais.

Scheffé impartiu clases de matemáticas puras entre 1935 e 1940 na Universidade de Wisconsin e na Universidade do Estado de Oregon. En 1941 desprazouse á Universidade de Princeton onde comeza a traballar en estatística xunto con Wilks, pasando despois polas universidades de California, Columbia e finalmente en Berkeley, onde permanece máis de vinte anos.

Os seus traballos como consultor para diversos organismos influenciaron moito as súas investigacións que se centraron en modelos lineais, onde estudou métodos para a obtención de intervalos de confianza simultáneos, afondou nos modelos mixtos e investigou sobre métodos de calibración.

Foi Presidente do International Statistical Institute e Vicepresidente da American Statistical Association.

William Gemmell Cochran

Naceu o 15 de xullo de 1909 en Rutherglen (Escocia) e morreu o 29 de marzo de 1980 en Orleáns, Massachusetts (Estados Unidos).

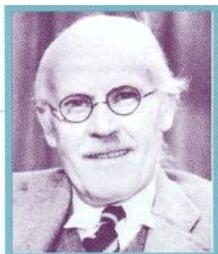
Gracias a unha bolsa de estudos coa que foi premiado, Cochran puido estudar na Universidade de Glasgow, onde se licenciou en matemáticas en 1931. Logo foi á Universidade de Cambridge a especializarse, sendo alumno de estatística de Wishart.

Cando en 1934 Fisher deixou o Rothamsted Experimental Station e Yates ocupou o seu lugar como director do instituto, este ofreceulle unha vacante a Cochran, quen aceptou, traballando alí por espacio de cinco anos en cuestións relacionadas co deseño de experimentos e as técnicas da mostraxe.

No ano 1939 Cochran establécese nos Estados Unidos ó aceptar unha praza no Iowa State Laboratory.

Despois dunha permanencia de catro anos nese centro, Cochran vai pasando por diversas universidades estadounidenses: Princeton (1943-1946), Carolina do Norte (1946-1949), John Hopkins (1949-1957) e Harvard (1957-1976). Nalgunhas destas axudou a crea-los departamentos de estatística.

De Cochran díxose que era unha rareza, un home cunha mente perspicaz e co desexo de usala para beneficio da humanidade. O seu despacho estivo sempre aberto ós estudantes esforzados, ós científicos perplexos ou ós cidadáns curiosos.

Ronald Aylmer Fisher

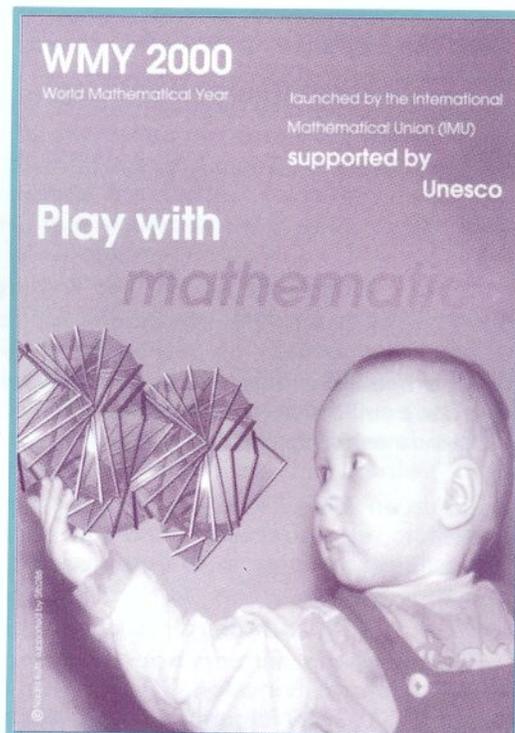
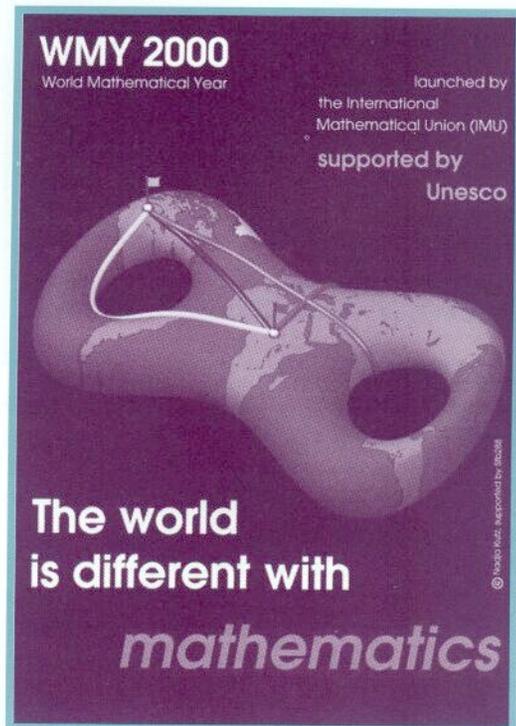
Naceu o 13 de febreiro de 1890 en Londres e morreu en Adelaida (Australia) o 29 de xullo de 1962.

Ronald Fisher graduouse en astronomía en 1912 pola Universidade de Cambridge. O seu interese pola teoría de erros en observacións astronómicas foi o que o levou a investigar problemas estatísticos.

Despois de rexeitar unha oferta como profesor de matemáticas ingresa, no ano 1919, no Rothamsted Agricultural Experimental Station, onde traballou como biólogo facendo importantes aportacións á xenética e á estatística. Alí estudou o deseño de experimentos, introducindo o concepto de aleatorización e a análise da varianza, técnicas utilizadas hoxe en día ó longo de todo o mundo.

Fisher foi o que introduciu a técnica de estimación por máxima verosimilitude e tamén foi autor de numerosos métodos adecuados para mostras de tamaño pequeno e para o contraste de hipóteses. Por tódalas súas importantes contribucións Fisher é considerado un dos fundadores da estatística moderna.

Unha famosa frase súa, pronunciada no Congreso de Estatística da India en 1938, foi: chamar ó estatístico cando xa se fixo o experimento e tanto como pedirlle que faga un exame postmortem: tan só poderá dicirnos de qué morreu o experimento.



NOVAS DO IGE

Esther López Vizcaíno, IGE

Consello Galego de Estatística

O 9 de outubro levouse a cabo a reunión do Pleno do Consello Galego de Estatística. Nesta reunión procedeuse á lectura e aprobación da acta da sesión anterior; informouse sobre o grado de execución do Programa Estatístico 1999 e do proxecto de decreto polo que se aproba o Programa Estatístico para o ano 2001, tendo en conta que o mesmo inclúe seis novas operacións non incluídas no Plan Galego de Estatística 1998-2001. Informouse tamén sobre o borrador do proxecto do Plan Galego de Estatística 2002-2005 e creouse un Grupo de Traballo e por último deuse conta da nova estrutura orgánica do Instituto Galego de Estatística.

Curso básico de formación en procedementos estatísticos

Dentro dos obxectivos operativos instrumentais recollidos na Lei 6/1997 de 31 de xullo, do Plan Galego de Estatística inclúese unha operación estatística, a 120, que ten por finalidade a organización dun programa de formación, cursos e actividades orientadas á reciclaxe do persoal estatístico en técnicas e métodos estatísticos. Este obxectivo concrétese anualmente nos correspondentes Programas Estatísticos, executándose mediante a sinatura dun Convenio de Colaboración entre o Instituto Galego de Estatística e a Escola Galega de Administración Pública, convenio que fai posible introducir, dentro das actividades formativas que periodicamente imparte a EGAP, temas relacionados coa estatística que ten como expoñente este Curso Básico de Formación en Procedementos Estatísticos convocado no DOG nº 34 do 18 de febreiro do 2000.

A segunda quenda deste curso básico de Formación en Procedementos Estatísticos desenvolverase en Santiago os días 4, 5, 11, 18, 19, 25 e 26 de Outubro e 8, 9, 15 e 16 de Novembro do 2000.

O temario pode resumirse en:

- Organización e fontes estatísticas
- A obtención de datos estatísticos

- Descrición de datos estatísticos
- As principais estatísticas socioeconómicas

Curso de tratamento de datos estatísticos a través de ferramentas ofimáticas

Este curso, convocado no DOG nº 45 do 6 de marzo do 2000 celebrárase, a súa segunda quenda, en Santiago os días 6, 7, 13, 14, 20, 22, 23, 29 e 30 de Novembro e 13 e 14 de Decembro do 2000.

O temario é o seguinte:

- Organización estatísticas
- Programa Acces
- Programa Excel

Curso de utilización das fontes estatísticas para profesores de E.S.O. e Bacharelato

O presente curso, convocado no DOG nº 34 do 18 de febreiro do 2000, celebrouse, a súa segunda quenda, en Santiago os días 5, 6, 7, 12, 13, 14, 20, 21, 27 e 28 de Setembro do 2000.

O temario desenvolvido neste curso resúmese nos seguintes epígrafes:

- Organización e fontes estatísticas
- Introducción á Análise Exploratoria de datos
- Ferramentas estatísticas utilizables nas estatísticas demográficas
- Ferramentas estatísticas utilizables nas estatísticas sociais
- Ferramentas estatísticas utilizables nas estatísticas económicas estruturais
- Ferramentas estatísticas utilizables nas estatísticas económicas conxunturais

Oposicións e bolsas

Prevese a convocatoria de tres bolsas na área de estatística pública dirixidas a persoas que estén en posesión dun título dos requeridos para poder obter o ingreso na Escala de Estatística Superior.

Prevese a publicación no DOG dos programas das oposicións ás Escalas Superior e Técnica de Estatísticos da Comunidade Autónoma de Galicia para o cuarto trimestre do 2000. No que se refire á Escala Superior o temario constará de 145 temas coas catro seguintes grandes áreas a tratar: estatística teórica (30 temas), métodos estatísticos (50 temas), economía (36 temas) e demografía, informática, dereito público e organización do Estado (29 temas). Na Escala Técnica, do temario formarían parte 89 temas divididos en tres categorías: estatística descritiva (24 temas), estatística teórica e mostraxe (27 temas) e metodoloxía estatística, informática e dereito (38 temas)

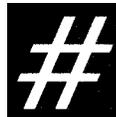
Estructura orgánica

Decreto do 21 de xullo polo que se regula a estrutura orgánica-funcional do Instituto Galego de Estatística (DOG nº 151 do 4 de agosto do 2000). A nova estrutura orgánica-funcional artúclase entorno a dúas subdireccións.

Previsión de próxima publicación da nova Relación de Postos de Traballo na que se prevé por primeira vez a incorporación de enquisadores.

Novas edicións de publicacións e documentos do IGE

- Boletín de series estatísticas de Galicia. Indicadores socio-económicos de conxuntura 4º trimestre de 1999 e 1º trimestre do 2000
- Enquisa de poboación activa en Galicia Información trimestral 1º e 2º trimestre de 2000.
- Datos básicos de Galicia 1998.
- Atlas electoral de Galicia. Eleccións Locais e ó Parlamento Europeo 1999.
- Estatística do gasto do turismo que pernocta en establecementos hoteleiros 3, 4 e 5 estrelas. Metodoloxía e primeiros resultados.
- Instituto Galego de Estatística. Memoria anual de actividades 1999
- Consello Galego de Estatística. Memoria anual 1999
- Movementsos migratorios en Galicia. 1997
- Boletín de actualidade estatística. Xullo 2000
- Traballadores afiliados en alta laboral segundo réximes (mensual).
- Enquisa continua de ocupación hoteleira (mensual).
- Informe sobre as variacións no índice de prezos de consumo (mensual).
- Prezos agrarios Leite (mensual).
- Estatística de edificación e vivenda (mensual).



- Contabilidade Trimestral de Galicia (trimestral).
- Estatística de comercio exterior (mensual).
- Información mensual.
- Enquisa de expectativas hoteleiras. 2º e 3º trimestre de 2000.
- A conxuntura no sector turístico.

Publicacións e documentos estatísticos a realizar polo IGE proximamente.

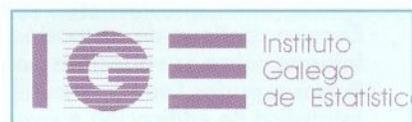
- Boletín de sereis estatísticas de Galicia. Indicadores socio-económicos de conxuntura 2º trimestre do 2000
- Galicia en cifras 1999.
- Movemento natural da poboación. Matrimonios 1998.
- Movemento natural da poboación. Nacementos Galicia. 1998.
- Movements migratorios en Galicia. 1998
- Enquisa de poboación activa en Galicia (trimestral).
- Estatística de edificación e vivenda. 1998.
- Enquisa de bovino. 1998.
- Estatística de pensións e outras prestacións. 1998.
- Estatística de comercio exterior 1998.
- A conxuntura no sector turístico.
- Traballadores afiliados en alta laboral segundo réximes (mensual).
- Contabilidade Trimestral de Galicia (trimestral).
- Intercambios comerciais entre Galicia e a Rexión Norte de Portugal.
- Enquisa continua de ocupación hoteleira (mensual).
- Enquisa de expectativas hoteleiras (trimestral).
- Prezos agrarios Leite (mensual).
- Proxección de taxas de actividade.
- Informe sobre as variacións no índice de prezos de consumo (mensual).
- Prezos agrarios Leite (mensual).
- Estatística de edificación e vivenda (mensual).
- Estatística de comercio exterior (mensual).
- Información mensual.

Novas edicións de publicacións e documentos relacionados co Plan Galego de Estatística

- CFPEMX. Tendencias do emprego en Galicia 1º e 4º trimestre do 2000.
- CFPEMX. Galicia. Informe do paro rexistrado (mensual).
- CFPEMX. Estatística de familias numerosas. 1º semestre de 2000.
- CFPEMX. Directorio de Centros. 1º semestre do 2000.
- CFPEMX. Directorio de fundacións e asociacións. 1º semestre do 2000.
- CFPEMX. Directorio de oficinas de información xuvenil e para o emprego. 1º semestre de 2000.
- CFPEMX. Estatística de adopcións e acollementos.
- CEF. A actividade económico-financieira da Comunidade Autónoma. 4º trimestre do 1999.
- CAGM. Macromagnitudes agrarias 1998.
- CAGM. Anuario de estatística agraria 1998.
- SXD. Os equipamentos deportivos en Galicia. Balance dunha década 1989-1999. Análise do censo de instalacións.
- CAGM. Sacrificio de gando en matadoiros.
- CAGM. Licencias de cortas de madeira (trimestral).
- CEF. Recadación de tributos cedidos. Datos provisionais (mensual).

FONTES:

CAGM: Consellería de Agricultura Gandería e Montes.
CCCST: Consellería de Cultura, Comunicación Social e Turismo.
CEF: Consellería de Economía e Facenda.
CFPEMX: Consellería de Familia e Promoción do Emprego, Muller e Xuventude.
CXRL: Consellería de Xustiza e Relacións Laborais.
SXD: Secretaría Xeral para o
INE



RELEVO EN LA PRESIDENCIA DEL INE

El último Consejo de Ministros del pasado mes de junio nombró Presidenta del Instituto Nacional de Estadística a la economista Carmen Alcaide Guindo en sustitución de Pilar Martín Guzmán.

Agradecemos a la Presidenta saliente su colaboración con la SGAPEIO, particularmente en el III Congreso Galego de Estatística e Investigación de Operacións celebrado en Lugo, colaboración que estamos seguros habrá ocasión de continuar desde su Cátedra de la Universidad Autónoma de Madrid.

A la nueva Presidenta, Carmen Alcaide, expresamos nuestra felicitación por su nombramiento y le deseamos los mayores éxitos en las importantes y difíciles tareas que supone su cargo de Presidenta del INE y de Directora de la Oficina del Censo Electoral.

OPOSICIONES DEL INE

En los Boletines Oficiales del Estado de los días 25 y 26 de octubre se han publicado las convocatorias de las oposiciones a los de Cuerpos de Estadísticos Técnicos Diplomados y de Estadísticos Facultativos, respectivamente.

Se convocan las 10 plazas de Estadístico Facultativo y las 12 de Estadístico Técnico Diplomado previstas en la oferta de empleo público para este año (R.D. 117/2000, BOE de 29 de enero).

Según señalan las respectivas convocatorias, el primer ejercicio de las oposiciones al Cuerpo de Estadísticos Facultativos se celebrará a partir del 15 de febrero de 2001 y el de las oposiciones al Cuerpo de Estadísticos Técnicos Diplomados, a partir del 1 de abril de 2001.

Por último, completamos en la siguiente tabla la información aparecida en el número 12 de INFORMEST sobre el desarrollo de la oposición, ya finalizada, al Cuerpo de Estadísticos Técnicos Diplomados de la convocatoria de 1999:

ESTADÍSTICOS TÉCNICOS DIPLOMADOS

Convocatoria BOE:	30/09/99	
Número de plazas:	14	
Número de solicitudes:	557	
Primer ejercicio (06/05/00):	22	aprobados
Segundo ejercicio (09/06/00):	17	
Tercer ejercicio (03/07/00):	14	
Opositores aprobados:	14	

www.ine.es

En esta página web puede encontrarse amplia información sobre la organización estadística en España, productos y servicios del INE, proyectos estadísticos, el Inventario de Operaciones Estadísticas de la Administración General del Estado, los Censos Demográficos de 2001, la Oficina del Censo Electoral, , así como acceso al sistema de información estadística INEbase, al que se dedicó un artículo en el último número de INFORMEST, que contiene la información estadística del INE actualizada al día, con millones de datos agrupados por temas y facilidades de búsqueda.



¡ Á ESTADÍSTICA ! EN CARICATURAS

Ricardo Cao Abad, Universidade da Coruña; José M^a. Alonso Meijide, Universidade de Santiago.

Se algunha vez tes buscado p-valores nun p-lotón de infantaría, tratado de facer probas de Bernoulli nunha "tasca" ou pensado que a desviación típica está penada en seis estados dos EE.UU, entón necesitas Á Estadística ien caricaturas! para poñerte no bo camiño do coñecemento estatístico.

Á Estadística ien caricaturas! abrangue tódolos aspectos da estatística moderna: o resumo e representación de datos, as probabilidades no xogo e na medicina, as variables aleatorias, as probas de Bernoulli, o teorema do límite central, o contraste de hipóteses, a estimación por intervalos de confianza e moito máis. Todo explicado con ilustracións simples, claras e, sí, divertidas. ¡Nunca volverás a pedir unha distribución de Poisson nun restaurante francés!

Aqui tedes uns exemplos con imaxes ilustrativas dalgúns dos temas que abrangue ¡Á estadística! En caricaturas.

Estatística descriptiva

¿POR QUE MÁIS DUNHA MEDIDA CENTRAL? CADA UNHA TEN VANTAXES. POR EXEMPLO, A MEDIANA NON É SENSIBLE ÓS DATOS ATÍPICOS, OU VALORES EXTREMOS DISTANTES DO RESTO DE DATOS. SUPÓN QUE NO NOSO PEQUENO GRUPO DE TELEVIDENTES UNHA PERSOA ESTÁ 200 HORAS Á SEMANA VENDO A TELE. ENTÓN, OS NOSOS DATOS SON 3, 5, 7, 7, 200. A MEDIANA, 7, NON CAMBIA, IPERO A MEDIA É AGORA $\bar{x}=45.8!$



EN 1984 A UNIVERSIDADE DE VIRXINIA ANUNCIÓ QUE O SALARIO MEDIO DOS SEUS RECENTE TITULADOS POLO DEPARTAMENTO DE RETÓRICA E COMUNICACIÓNS ERA DE 55.000 DÓLARES (MÁIS DE 8 MILLÓNS DE PESETAS DA ÉPOCA). O DATO ATÍPICO, O SALARIO DE RALPH SAMPSON, PIVOTE DA N.B.A., NON REPRESENTABA O PODER ADQUIRITIVO DUN RECENTE TITULADO EN ADMINISTRACIÓN DE EMPRESAS POLA UNIVERSIDADE DE VIRXINIA. (O SALARIO MEDIANO NON FOI PUBLICADO)

Cálculo de probabilidades

EN XERAL, OS SUCECOS ELEMENTAIS NON TEÑEN NECESARIAMENTE A MESMA PROBABILIDADE.



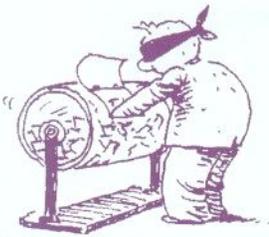
Distribucións de probabilidade



É TEÓRICAMENTE POSIBLE OBTEN UNHA MOSTRA ALEATORIA CONSTRUÍDO UNHA ESTRUCTURA MOSTRAL: UNHA LISTA DE CADA UNIDADE DA POBOACIÓN. UTILIZANDO UN XENERADOR DE NÚMEROS ALEATORIOS, PODEMOS ESCOLLER n OBXECTOS DUN XEITO ALEATORIO.



DE MANEIRA EQUIVALENTE, PODEMOS ESCRIBIR TÓDOLOS NOMES EN PAPELIÑOS E SACAR n DELES DUN BOMBO.



Mostraxe

Contraste de hipóteses

CONTRASTE DE HIPÓTESES

ENTRAMOS NUN NOVO CAMPO DA ESTADÍSTICA... A POLÍTICA, A ECONOMÍA E AS CIENCIAS EXACTAS E AS NON TAN EXACTAS ABUSAN MOITAS VECES DESTAS PROBAS DE SIGNIFICACIÓN. E PARA DESCUBRIR O PORQUÉ, DEBEMOS PREGUNTARNOS: "¿PODERÍAN ESTAS OBSERVACIÓNS SER FROITO DA CASUALIDADE?"



Regresión linear

¿PODEMOS PREDICIR O PESO y DUN ESTUDIANTE PARTINDO DA SÚA ESTATURA x?

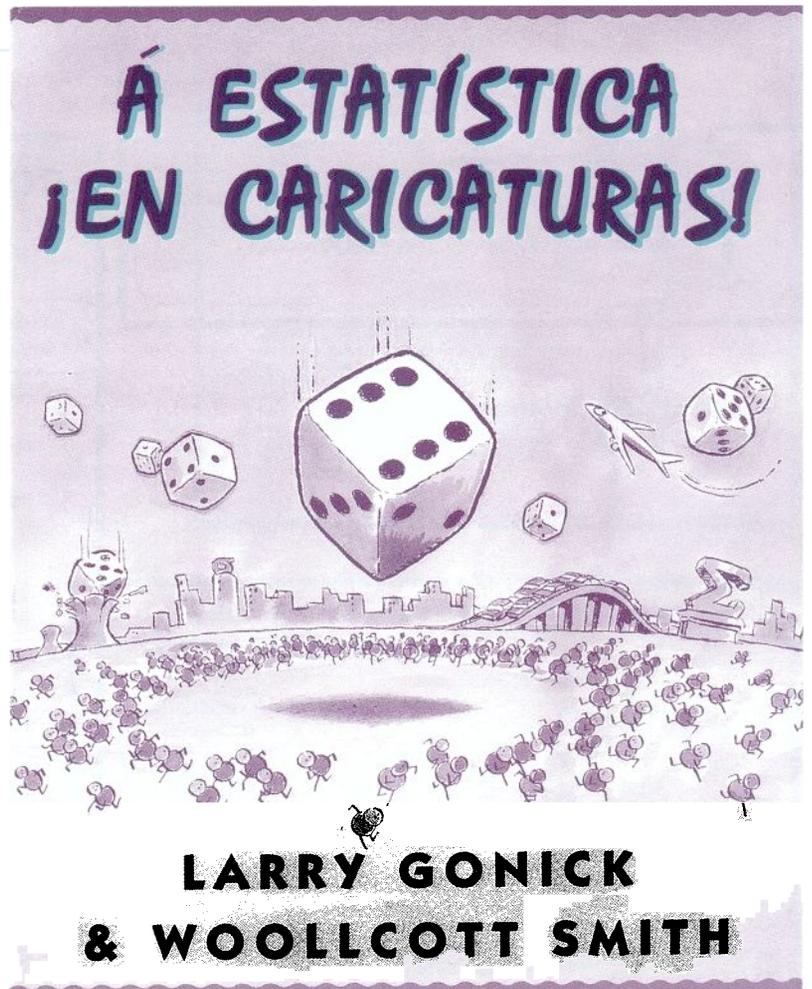
ANÁLISE DE REGRESIÓN

AXUSTAMOS UNHA LIÑA RECTA A ESE DIAGRAMA DE DISPERSIÓN EMBARULLADO. A x CHAMÁMOSLLE VARIABLE INDEPENDENTE OU VARIABLE PREDICTORA, E A y VARIABLE DEPENDENTE OU VARIABLE RESPONSTA. A RECTA DE REGRESIÓN OU PREDICCIÓN TEN A FORMA

$$y = a+bx$$



Portada



RESOLUCIÓN

Redacción

Xunto coa convocatoria da Asamblea Xeral da SGAPEIO enviouse a tódolos membros da SGAPEIO a resolución do I Premio SGAPEIO, que tamén incluímos nestas páxinas da revista Informest.

Dende aquí, queremos felicitar a tódolos participantes nesta primeira edición pola calidade dos traballos presentados e animar a tódolos socios a que participen en vindeiras edicións deste premio, a primeira das cales terá lugar no ano 2002 e da que manteremos informados a tódolos socios.

O Xurado do I Premio SGAPEIO á Innovación Pedagóxica en Centros de Educación Secundaria, do que forman parte

Presidente: D. Manuel Antonio Presedo Quindimil (Presidente da SGAPEIO e Profesor Titular de Estatística e Investigación Operativa da Universidade da Coruña),

Secretario: D. Ignacio García Jurado (Catedrático de Estatística e Investigación Operativa da Universidade de Santiago de Compostela),

Vocais: D. Luis Bou García (Catedrático de Matemáticas do I.E.S. Ramón Menéndez Pidal de A Coruña),

D. José Antonio Cajaraville Pegito (Profesor Titular de Didáctica da Matemática da Universidade de Santiago de Compostela), e

D. Paulino Estévez Alonso (Secretario de ENCIGA e Catedrático de Matemáticas do I.E.S. Rosalía de Castro de Santiago de Compostela),

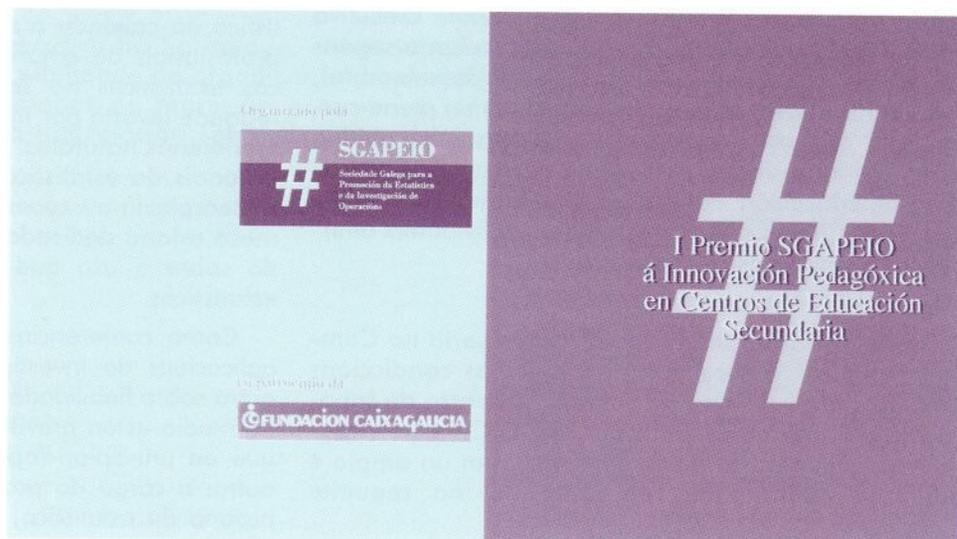
unha vez examinados os seis traballos presentados a este certame, acordou, por unanimidade, conceder o premio ós traballos

Estatística Descriptiva en 3º de E.S.O., realizado por Dna. M^o Olga Alonso López, D. Miguel Ángel Rodríguez-Gigirey Pérez, D. Francisco Manuel Villanueva Fernández e Dna. Montserrat Villar Riveira, e

Proyecto EXES (Excel y Estadística), realizado por Dna. Teresa Castro Paz e D. Gerardo Uría Cobas.

Na opinión do Xurado, os aspectos máis destacables dos traballos premiados son a súa sinxela implementación na aula e a súa calidade como alternativas didácticas altamente pertinentes para a mellor divulgación da Estatística na Educación Secundaria.

O Xurado tamén quere destacar a alta calidade, orixinalidade e mérito de todos os traballos presentados nesta edición do premio.



V CONGRESO GALEGO DE ESTATÍSTICA E INVESTIGACIÓN DE OPERACIÓN. Ferrol, 12-13-14 de setembro de 2001

Salvador Naya Fernández, Universidade da Coruña.



<http://www.cis.igape.es/>

Ademais, o CIS mantén ó CIGAL (Centro de información sobre calidade, seguridade e medio ambiente de Galicia <http://www.cigal.igatel.net>), e o servizo de explotación conxunta coa AGAC (Asociación Galega para a Calidade) <http://www.agac.es>, polo que pareceunos o marco ideal para a celebración do congreso, tendo en conta que estará relacionado coa aplicación da estatística e da investigación de operacións na enxeñería. Entre as funcións do CIS está prestar servizos a empresas nas áreas de multimedia, redes de comunicación, autómatas, prototipado rápido, enxeñería inversa e asesoramento en calidade.

É un pracer dirixirme a tódolos socios da SGAPEIO dende a revista *Informest*, para dar a coñecer algúns temas relacionados co V Congreso Galego de Estatística e Investigación de Operacións, do que teño o pracer de ocupar, de forma conxunta con Ignacio López de Ullibarri Galparsoro, a Presidencia do comité organizador.

O comité organizador deste V Congreso decidiu, previa consulta a algúns socios, e ó Comité Executivo da SGAPEIO, adiantar a data da celebración á segunda semana de setembro (12, 13 e 14 de setembro), coa intención de non facer os congresos en pleno curso, para que os profesores de ensino medio poidan asistir sen necesidade de solicitar permiso ás Delegacións de Educación. Por outra parte, tamén esperamos que nestas datas o tempo facilite as actividades alternativas propias destas xuntanzas.

Unha vez que estaba decidido que sería no Campus de Ferrol, o local que reúne unhas condicións óptimas para este tipo de actos e o Centro de Innovación e Servizos de Galicia (CIS). O CIS está situado nas cercanías do porto de Ferrol, ten un amplo e moderno edificio, que se pode ver na seguinte dirección:

Como programa provisional de actividades deste V Congreso, que será remitido nos próximos meses, está prevista a participación, tanto nas conferencias como nas mesas redondas, de especialistas da estatística e da investigación de operacións de recoñecido prestixio a nivel nacional e internacional. As mesas redondas tratarán sobre a aplicación do control estatístico da calidade á empresa, onde contaríamos con profesionais de empresas que están aplicando técnicas estatísticas no seu traballo diario. Outra mesa redonda levaría por título "a aplicación da estatística a fenómenos naturais" para a que se contaría con profesionais da estatística que traballan con terremotos, meteoroloxía ou xeostatística. E finalmente a terceira mesa estaría dedicada a "estatística e prensa" versando sobre o uso que os periodistas fan dos termos estatísticos.

Como conferencias están previstas unha sobre as aplicacións da investigación operativa na empresa e outra sobre fiabilidade. Dirixidas ó profesorado de ensino medio están previstas: unha conferencia específica, que en principio, impartiría o profesor José Colera e outra, a cargo do profesor Mariano Hormigón, sobre historia da estatística, que levaría por título "as raíces

científicas e sociais da estatística matemática”.

Dende aquí queremos animar a todos os socios da SGAPEIO a participar neste V Congreso. Coma nos anteriores congresos haberá a posibilidade de presentar comunicacións orais ou en forma de póster, sobre áreas temáticas relacionadas cos métodos estatísticos e de investigación de operacións, as súas aplicacións nos diversos eidos, así como os aspectos didácticos no ensino da Estatística e da Investigación de Operacións. Neste senso, esperamos que aumente a participación de comunicacións nos socios de ensinanza media, para o que pretendemos facer unhas sesións alternativas de posters e comunicacións específicas.



Esperamos vervos a todos en Ferrol.

NOVAS DA SOCIEDADE

Redacción

CURSOS DA SGAPEIO

No último Consello Executivo da Sociedade, entre outros asuntos xa comentados nesta revista estudiouse a posibilidade de organizar un curso en Vigo no ano 2001. Este curso estará adicado ós métodos de regresión e ás series temporais xunto a este boletín, envíase un tríptico con información sobre as datas e o lugar de celebración do curso, duración, e matrícula.

ALTAS NA SGAPEIO

Luis Bou García
Ana Isabel Firvida Martínez
José Manuel González Calvar
Julián Rodríguez García

BAIXAS NA SGAPEIO

Patricia Barrientos Fernández
José Ramón Entenza Vidal
Carmen Fernández Anllo
Ana M^a Ferrín García
Nuria Novales Ordax
Isabel Pillado Quintáns
Carmen Vilanova Fernández

RELACIÓN DE SOCIOS

Tendo en conta que coincidindo coa Asamblea Xeral que terá lugar en Ferrol en setembro do vindeiro ano se renovará o Consello Executivo da SGAPEIO, no próximo número de Informat se publicará a relación actualizada de socios.

CONTABILIDADE DA SGAPEIO

Co propósito de poder pechar as contas da SGAPEIO do ano 2000 recórdase ós membros da SGAPEIO, que non teñan ingresado algunha cota anual, que deben facela efectiva mediante ingreso do importe correspondente, por talón bancario a nome da Sociedade Galega para a Promoción da Estatística e da Investigación de Operacións, ou ben, mediante transferencia (ingreso) á conta número 2091-0387-42-3040000678 que a SGAPEIO ten aberta na oficina de Caixa Galicia sita no Campus Universitario Sur da Universidade de Santiago.

BREVES

- Na elaboración deste número da revista participaron: Ignacio Alonso Alonso, José M^a Alonso Meijide, Esteban Andiñ Hermida, Ricardo Cao Abad, José Manuel Colmenero Álvarez, Julián Costa Bouzas, José Ramón Fernández Bernárdez, Ignacio García Jurado, Wenceslao González Manteiga, Esther López Vizcaíno, Salvador Naya Fernández, Manuel Antonio Presedo Quindimil, Luis Alberto Ramil Novo, Angeles Saavedra González, César Andrés Sánchez Sellero e Ana Villar Guzmán.



SOLICITUDE DE INSCRIPCIÓN

Don(a)

desexa pertencer á **SOCIEDADE GALEGA PARA A PROMOCIÓN DA ESTATÍSTICA E DA INVESTIGACIÓN DE OPERACIÓNS (SGAPEIO)** como membro individual, contribuíndo coa cota anual correspondente (cota ordinaria 5.000 pesetas; cota estudantes 2.000 pesetas).

Signatura e data:

APELIDOS	NOME
DNI	NACEMENTO (lugar e data)
ACTIVIDADES PROFESIONAIS	
ENDEREZO	TELÉFONO
	FAX
	CORREO ELECTRÓNICO

Indíquese a forma de pago:

enviando por correo cheque a nome da Sociedade

ingresando na ccc nº 2091-0387-42-3040000678 da oficina do Campus Universitario de Caixa Galicia (Santiago de Compostela)

domiciliando o pago (cúbrase e asínese a autorización de domiciliación adxunta). De ter optado por esta modalidade, agradeceríase que o pagamento da cota correspondente ó primeiro ano se fixera mediante cheque a nome da Sociedade ou ingreso na conta arriba indicada



AUTORIZACIÓN DE DOMICILIACIÓN

Estimados Sres.:

Rogo a vostedes que, a partir desta data e ata novo aviso, teñan a ben compensar a través da miña conta os recibos que ó meu nome presente a *Sociedade Galega para a Promoción da Estatística e da Investigación de Operacións (SGAPEIO)*.

Atentamente,

Data:

Datos da Conta	
Titular:	
NIF:	
Entidade bancaria:	
Sucursal:	
c.c.c(*):	

(*) Código conta cliente (20 díxitos): entidade (4), sucursal (4), díxitos de control (2) e número de conta (10)

COMUNICACIÓN COA SGAPEIO

Facultade de Matemáticas, Campus Universitario Sur, 15706 Santiago de Compostela.
sgapeio@zmat.usc.es
<http://eio.usc.es/pub/sgapeio/sgapeio.html>
móvil: 670 486 030



Director: José M^a. Alonso Meijide.

Domicilio Social: Departamento de Estatística e Investigación Operativa. Facultade de Matemáticas.

Campus Universitario Sur. 15706 Santiago de Compostela. Dep. Legal: LU-191-1995

Fotomecánica e Impresión: El Progreso Artes Gráficas S.L.