

INFORMEST

Boletín da SGAPEIO. Noviembre de 2006. Número 27

Editorial

1

Colaboracións

2 á 10

• *Reseña histórica de la Estadística en España (V)*

• *Robert Aumann*

• *Epidat 3.1*

Actividades

11 á 14

• *Noticias del Proyecto Juárez-Lincoln-Martí*

• *Estatística Recreativa*

• *Tese de Leticia Lorenzo Picado*

• *Tese de Juan Carlos Pardo Fernández*

IGE

15 á 17

INE

18 á 21

SGAPEIO

22 á 24

ESTATUTOS DA SGAPEIO

anexo



SGAPEIO

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

Facultade de Matemáticas
15706 Santiago de Compostela

EDITORIAL

Antonio Vaamonde Liste. *Presidente da SGAPEIO*

A Sociedade Galega para a Promoción da Estatística e da Investigación de Operacións ven de resolver o IV Premio SGAPEIO á Innovación Pedagóxica en Centros de Educación Secundaria.

Vivimos tempos de cambio. As tecnoloxías da comunicación e da transmisión da información abren cada día moitas portas novas cara a un futuro que se adiviña cheo de posibilidades. As ferramentas, xa ó alcance de calquera usuario mesmo non especialista, xeran expectativas e crean alternativas antes nin sequera imaxinadas.

Non é preciso ter unha bola de cristal para ver con claridade que durante os vindeiros dez anos a transmisión de coñecementos e a aprendizaxe de destrezas que constitúe o obxectivo do traballo docente vai experimentar unha transformación radical, utilizando os novos medios -ordenador, internet, redes de comunicación, programas interactivos- cada vez de xeito máis intensivo e eficaz.

A SGAPEIO, na súa función de promover o coñecemento e a utilización das técnicas estatísticas e da investigación operativa, non quere quedar á marxe deste proceso, senón participar activamente, alentando iniciativas e programas experimentais, e concienciando ós seus membros e á sociedade en xeral sobre a necesidade de anticipar os acontecementos e adaptar os métodos didácticos ós novos tempos.

Esta é a intención declarada do Premio SGAPEIO á Innovación Pedagóxica. Non se trata só de gratificar unha proposta ou un programa educativo concreto máis ou menos imaxinativo ou eficaz, senón sobre todo de facer unha chamada a todos os implicados no traballo docente. É preciso saber que o cambio non só é posible, senón tamén inevitable, e que -aínda que toda mudanza atopa sempre unha certa resistencia- seguramente a mellor opción non é axudar ós vellos procedementos a sobrevivir a toda costa na súa loita cos novos.

Todos podemos seguir os pasos daqueles máis atrevidos ou innovadores, e aprender das experiencias alleas imitándoas, ou ben adaptar -paseniño e con prudencia- o noso traballo ás novas formas. A SGAPEIO quere facilitar calquera das dúas opcións: o traballo premiado en esta ocasión é un bo exemplo de que o cambio non require necesariamente grandes medios, nin coñecementos moi especializados, nin ferramentas só asequibles a uns poucos iniciados, senón que se pode abordar dun xeito sinxelo, con vontade e utilizando os recursos didácticos existentes. O cambio é, en definitiva, cousa de todos.

EDITORIAL

1

EL SISTEMA ESTADÍSTICO NACIONAL:

ORGANIZACIÓN ADMINISTRATIVA Y ENCAJE EN LA UNIÓN EUROPEA

- **La Ley de la Función Estadística Pública de 1989: potencias y carencias.**
- **El devenir de la Ley (1989-2005)**
- **Perspectivas futuras**

• **La Ley de la Función Estadística Pública (LFEP) de 1989: potencialidades y carencias**

La aprobación de la LFEP de 1989 supuso para el INE una significativa elevación de su rango administrativo al pasar de ser una mera Dirección General a tener el rango equivalente a Subsecretaría. Pensamos que la solución finalmente adoptada –el INE como Organismo Autónomo administrativo con personalidad jurídica y patrimonio propio- fue acertada de cara a dotar de cierta independencia institucional que reclama de una parte su carácter científico, dentro del cual habría de destacar la necesaria uniformidad de nomenclaturas, conceptos, definiciones y clasificaciones, y de otra la flexibilidad de gestión que se precisa para lograr las deseables eficacia y eficiencia en la producción de estadísticas.

Ahora bien, la LFEP de 1989 no tuvo rango de Ley Orgánica y ello a pesar de que la misma afectaba a derechos fundamentales especialmente a la intimidad personal, en lo concerniente a la regulación del secreto estadístico. Ello hubiese sido no solo conveniente sino necesario ya que hubiese conllevado la aprobación del Plan Estadístico Nacional (PEN) -de periodicidad cuatrienal- mediante Ley y no Real Decreto como finalmente así quedó establecido.



Otra carencia significativa de la Ley fue la omisión del carácter científico y técnico del INE –recogido en la ley de 1945- lo cual hubiese conllevado que el Instituto se hubiese articulado fuera de la línea jerárquica con una relevante cuasi-independencia científica. Es de lamentar que en este orden de cosas, la doctrina de una Administración estadística independiente no halla en la LFEP de 1989 otro eco que las referencias a las garantías de una genérica neutralidad operativa (artículo 30 de la ley) que no ha sido desarrollada reglamentariamente.

En lo que respecta al deslinde de competencias en materia estadística entre la Administración del Estado (INE y Servicios estadísticos de los Ministerios) y las Comunidades Autónomas (CC.AA), el legislador estableció que las estadísticas para fines estatales eran todas aquellas que el Estado incluyese en el Plan Estadístico Nacional. Nada de ello impediría no obstante que las CC.AA pudiesen decidir la realización de cuantas estadísticas considerasen de interés autonómico o regional. Partiendo de estos presupuestos, la conexión y coordinación de los servicios de la actividad estadística estatal y autonómica sería el resultado de la cooperación encauzada a través del Comité Interterritorial de Estadística que la LFEP de 1989 creó en su artículo 42.

En resumen, la nueva Ley de Estadística solo reguló las estadísticas para fines estatales no encarrando el establecimiento de un sistema estadístico global en el cual los derechos y obligaciones de las Administraciones que lo conforman (Estado, CC.AA y Ayuntamiento) hubiesen estado fijadas y reguladas.

Por lo que respecta al ámbito de actuación de la LFEP, cabe señalar que la misma reguló la actividad estadística del INE y de los Servicios de Estadística Ministeriales desarrollando el artículo 149.1-319 de la Constitución de 1978. Las estadísticas de interés estatal quedaban definidas como aquéllas que estaban incluidas en el Plan Estadístico Nacional. Las relaciones en materia estadística entre las Administraciones Central y Autonómica se sustentarían en la cooperación institucional promovida por el Comité Interterritorial de Estadística creado por la citada ley y en la formulación de convenios de colaboración INE-CC.AA en el marco de operaciones estadísticas concretas.

En este contexto, debe señalarse que el artículo 149-1 de la Constitución no divide la competencia estadística entre el Estado y las CC.AA según hace en otros supuestos distinguiendo entre aspectos básicos y de desarrollo, o legislación y ejecución, sino que reconoce al Estado competencias plenas para regular y ejecutar estadísticas, siempre que sean para fines estatales. Y ello con independencia de las competencias, asimismo plenas, de que disponen las CC.AA para ordenar y realizar las que conciernen a sus intereses. Consecuencia de ello es que la mayor o menor amplitud de la actividad estadística que el Estado desarrolle no delimita, ensanchándola o reduciéndola, la competencia de las CC.AA, por la circunstancia de que sean o no muchas las estadísticas declaradas de interés estatal.

• El devenir de la Ley (1989-2005)

Ciertamente, aunque el sistema así descrito adolecía de una cierta indefinición en cuanto a sus límites competenciales entre el Estado y las CC.AA, en la práctica, la necesaria flexibilidad y cooperación entre los profesionales de la estadística ha permitido en líneas generales, optimizar los recursos y ahorrar molestias a los informantes en el caso de producirse duplicaciones —entre dichas Administraciones— en la realización de una operación estadística dirigida a un campo concreto de investigación.



Así, a medida que se ha ido consolidando en España el denominado Estado de las Autonomías, el INE fue adaptando sus herramientas metodológicas y diseños muestrales para dar resultados por C.A y en su caso por provincia, y poniendo en marcha proyectos de comarcalización de la información estadística producida por el mismo, además del gran número de cursos que ha impartido la Escuela de Estadística de las Administraciones Públicas con gran participación de expertos estadísticos de las CC.AA.

Por otra parte, además de los precitados convenios de colaboración suscritos en operaciones estadísticas concretas por el INE y los Institutos de Estadística de las CC.AA, se han formalizado entre el INE y la práctica totalidad de dichos organismos, Acuerdos Marco de cooperación estadística. Fruto importante de dichos acuerdos y de la política institucional del INE en esta materia es que la práctica totalidad de los ficheros de microdatos generados por el INE en las operaciones estadísticas a su cargo, están a disposición de los Institutos de Estadística de las CC.AA.

Nuevos factores de carácter administrativo y político han venido entre tanto a reforzar el carácter coordinador —esta vez con la Administración Local— de la actividad estadística que desarrolla el INE. En efecto, íntimamente relacionada con la competencia electoral que tiene el INE desde la aprobación en 1985 de la Ley Orgánica del Régimen Electoral General, ha sido la implantación por parte del INE del Padrón Continuo de Habitantes como consecuencia de la Ley 4/1996 que modificó la Ley de Bases del Régimen Local y por el Real Decreto 2612/1986 de 20 de diciembre, la creación del órgano que dirime los conflictos administrativos que surgen en el trámite del empadronamiento de los

ciudadanos (Consejo Nacional de Empadronamiento estructurado en secciones provinciales).

Otro importante factor que ha tenido una relevante influencia en la actividad estadística del Estado ha sido la integración de España en la Unión Europea (UE) y la subsiguiente obligatoriedad de seguir las recomendaciones de la Oficina de Estadística de dicha Unión (EUROSTAT) y cumplir los reglamentos que en materia estadística aprueban los órganos de gobierno de la UE.

• Perspectivas futuras

De todo lo anteriormente expuesto, se infiere que no se puede delimitar la titularidad de las estadísticas –ni establecer un listado exhaustivo de cuales son de interés estatal o autonómico– al menos mientras se considere que éstas no son un fin en sí mismas, sino un instrumento de planificación social y económica. Por tanto, parece que no es aplicable en materia estadística el artículo 150.2 de la Constitución que faculta al Estado para crear determinadas titularidades derivadas de la suya –originaria y constitucional– a favor de las CC.AA en materias inaccesibles a través de sus Estatutos. En efecto, el citado artículo establece que pueden ser objeto de transferencia o delegación las facultades correspondientes a materia de titularidad estatal que por su naturaleza sean susceptibles de transferencia o delegación, no siendo éste el caso ya que la competencia estadística sí está recogida en los Estatutos de las CC.AA para sus propios fines e intereses.

Por tanto, si se quiere modificar el actual status-quo del Sistema Estadístico Nacional es necesario abordar, huyendo de medidas demagógicas y poco meditadas una nueva Ley de Estadística, Estatuto Básico de la Administración Estadística del Estado, “básico” en cuanto que se pasaría de la actual cooperación voluntarista en materia estadística entre las Administraciones Central y Autonómica a una coordinación institucional del sistema otorgando al INE dichas potestades de coordinación. Estas se referirían especialmente a la centralización en materia metodológica (clasificaciones y nomenclaturas) siguiendo las recomendaciones de EUROSTAT y a la evitación de duplicidades de operaciones estadísticas mediante la elaboración de un Plan de Estadística del Estado en cuya elaboración participa-

rían todos los actores institucionales implicados en la actividad de la estadística oficial (Estado, CC.AA y Administración Local). Los problemas derivados del diferente grado de desagregación de los resultados estadísticos (europeos, nacional, autonómico, provincial y local) tendrían que ser estudiados en el contexto de cada operación estadística concreta sea ésta de empresas o de hogares, basada en técnicas de muestreo o en registros administrativos o de carácter censal.



es) el cual conjugaría las necesidades de información de la Administración General del Estado, Autonómica y Local. Dicho Plan permitiría aprovechar las sinergias de todos los organismos implicados en la producción estadística y optimizar los recursos financieros dedicados a ella. Carácter complementario pero muy relevante del Estatuto Básico que nos ocupa, sería el establecimiento de la legislación que posibilite el aprovechamiento para fines estadísticos de los registros admini-

strativos, y especialmente los relativos a la Administración General del Estado, los de origen tributario/fiscal y los de la Seguridad Social.

El citado Estatuto Básico vendría pues a estar incardinado en el artículo 150-3 de la Constitución que faculta al Estado para dictar leyes que establezcan los principios necesarios para armonizar las disposiciones normativas de las Comunidades Autónomas, aún en el caso de materias atribuidas a la competencia exclusiva de éstas, cuando así lo exija el interés general. Estos principios armonizadores en materia estadística contendrían los preceptos que las Comunidades Autónomas deberían observar en dicha materia, condicionando el ejercicio de sus normas autonómica pero en modo alguno cercenándolas o suplantándolas.

Bibliografía

Propuesta de la Asociación de Estadísticos Superiores del Estado (AESE) sobre las líneas básicas de una reforma del Sistema Estadístico Nacional. Madrid. Abril 2005

COMO LOITAR CONTRA O NESGO

Ricardo Cao. Departamento de Matemáticas - Universidade da Coruña

Neste artigo faise un percorrido ao longo dalgunhas situacións reais que poden levar consigo a presenza de nesgo na mostraxe. Preséntase matematicamente o modelo de nesgo por lonxitude e trátase o problema da estimación da media poboacional nese contexto. Formúlase superficialmente tamén o problema de nesgo mediante unha función de peso xeral e mais as situacións con datos censurados e truncados.

1. Bibliotecas, usuarios e nesgos

Hai uns anos a bibliotecaria da Facultade de Informática formuloume a seguinte pregunta: poderías axudarme a estimar o número medio de veces que un usuario entra e sae da biblioteca ao longo dun mesmo día? Para decatármonos do motivo da súa pregunta situémola no seu contorno.

Todas as bibliotecas públicas teñen a obriga de realizar un informe anual, que é enviado ao organismo estatal competente, en que se recolle, entre outra información, o número de usuarios anuais da biblioteca en cuestión. Moitas bibliotecas dispoñen dun arco na entrada en que, ademais de controlar que ninguén saque un libro da biblioteca sen autorización, se leva conta do número de persoas que entran e saen da biblioteca. O número de usuarios anuais defínese, neste ámbito, como a suma, ao longo de todos os días do ano, do número diario de usuarios distintos que fixeron uso da biblioteca. Deste xeito, se unha persoa sae da biblioteca para ir xantar, logo para facer un descanso e, finalmente, para tomar café e volve a ela tras cada interrupción, é considerado como un único usuario (non como catro). Ao contrario, se esa mesma persoa estívese eses mesmos catro períodos en catro días diferentes sería considerado como catro usuarios, para os efectos do número anual de usuarios.

A bibliotecaria da Facultade pode coñecer perfectamente o número de entradas-saídas que se produciron na biblioteca ao longo dun ano: a diferenza entre o rexistro do contador do arco ao final e ao comezo do ano. Dado que o número de entradas-saídas anuais é igual ao número de usuarios anuais multiplicado polo número medio de entradas-saídas diarias por persoa, resulta doado decatarse de que todo o que ten que facer a bibliotecaria para subministrar a información requirida é dividir o contador de entradas-saídas entre o número medio de entradas-saídas por usuario. De aí a súa pregunta.

Despois de falar un anaco do tema, propúxenlle á bibliotecaria facer unha mostraxe con que estimar o número medio que ela necesitaba. Dado que era practicamente imposible coñecer a poboación de usuarios da biblioteca (mesmo a de usuarios dun día concreto) acordamos que a mostraxe se fixese seleccionando aleatoriamente instantes de tempo ao longo do ano. Con tal fin subministreille unha listaxe de 100 rexistros en que cada un indicaba o mes, o día, a hora e o minuto en que se tomaría un dato. Esta listaxe foi xerada aleatoriamente usando o método de aceptación/rexeitamento para evitar instantes fóra do calendario de apertura do local. O procedemento de recollida do dato consistía en que o axudante da biblioteca, encargado do mostrador de préstamo (moi preto do arco da entrada), solicitase á primeira persoa que entrase ou saíse da biblioteca, a partir do instante fixado na listaxe, que lle comunicase, na derradeira vez que saíse da biblioteca ao longo dese día, cal fora o número de entradas-saídas que fixera no día. Deste xeito disporíamos dunha mostra de 100 valores da variable “número de entradas-saídas diarias dun usuario”.

A pouco que un pense no asunto decátase de que o procedemento anterior ten un serio inconveniente: non escolle cada un dos usuarios da biblioteca coa mesma probabilidade. De feito, teñen máis probabilidade de seren elixidos os usuarios que máis veces entran e saen na biblioteca que os que o fan menos veces. Este defecto de escoller con probabilidades diferentes os usuarios “cu inquedados” e os usuarios “pousóns” vén do feito de ter escollido aleatoriamente e con distribución uniforme os instantes de tempo (e non os usuarios mesmos).

Dado que outro tipo de mostraxe non semellaba posible non tiñamos máis remedio que analizar a situación con detemento e tratar de corrixir o nesgo introducido na mostraxe.

2. Nesgos, nesgos e máis nesgos

Problemas como o anterior aparecen decotío nas nosas vidas. Por exemplo, cando un ecólogo fai unha mostraxe, mediante fotografía aérea, co fin de estudar o número de individuos por manda de certa especie animal, é evidente que os grupos de animais que teñen máis probabilidade de seren elixidos son precisamente os de maior número. Algo semellante acontece se desexamos estimar o tamaño medio dos nódulos tumorais nun doente cando o rastrexo que realizan os aparatos de medida leva a cabo unha mostraxe espacial uniforme. Nesa situación tamén ocorre que os nódulos máis grandes teñen maior probabilidade de seren elixidos na mostra. Por último, nun contexto totalmente distinto, un problema semellante pode darse ao estimar a estadía media dos turistas nun país. Analicemos un pouco máis este último caso.

Un exemplo ben coñecido de problemas con nesgo na mostraxe foi o acontecido nun estudo da estadía media de turistas en Marrocos (véxase Patil 1984). Existían dúas mostras tomadas de xeito independente e con metodoloxías ben distintas. A primeira foi a enquisa levada a cabo entrevistando directamente, nos seus hoteis, os turistas que se atopaban no país. Sobra dicir que tanto a selección da mostra dos hoteis (de acordo co seu tamaño) como a dos hóspedes destes foron feitas aleatoriamente. O outro estudo foi feito polo Instituto de Estatística marroquí, nas aduanas de saída. Nos dous casos preguntóuselles aos turistas, entre outros aspectos, a duración da súa estadía en Marrocos.

Un resultado quizais sorprendente foi que a estadía media estimada polo primeiro método foi aproximadamente o dobre que polo segundo. De feito, algo así era previsible porque, a pesar das precaucións de aleatorización que se tomaron, o primeiro método de mostraxe ten a peculiaridade de elixir con moita máis probabilidade os turistas que estiveron máis tempo no país que os que estiveron menos. Isto non acontece, evidentemente, ao facer a mostraxe nas aduanas.

Os problemas de nesgo por lonxitude foron descritos no ano 1963 polo egrexio estatístico hindú C. R. Rao no transcurso do *First International Symposium on Classical and Contagious Discrete Distribution*, que se levou a cabo en Montreal (véxase tamén Patil e Rao 1978). De todos os xeitos, as primeiras ideas sobre o tema xa se atopan nun clásico artigo de Sir Ronald A. Fisher (véxase Fisher 1934). En Cristóbal e Alcalá (2001) pódense consultar diversas referencias dos primeiros artigos en relación co tema.

Un dos problemas prácticos que Rao analizou foi o da estimación do número medio de membros por familia, tomando unha mostra de entre os rapaces e as raparigas nas escolas. Vexamos, a continuación, como formular matematicamente o problema en xeral.

3. O nesgo por lonxitude

Consideremos unha poboación, modelizada matematicamente mediante unha variable aleatoria, X , que suporemos discreta, que pode tomar k posibles valores: $x_1, x_2, \dots, x_k$, con probabilidades $p_1, p_2, \dots, p_k$, respectivamente. O nesgo por lonxitude (ou por tamaño) da variable supón que as probabilidades de observación da variable que realmente observamos (chamémoslle Y) se ven afectadas proporcionalmente polo propio valor da variable orixinal. É dicir, realmente observamos a variable aleatoria Y , que toma os mesmos valores que a variable orixinal: $x_1, x_2, \dots, x_k$, mais con probabilidades $q_1, q_2, \dots, q_k$, ao satisfacer a relación $q_i = C \cdot x_i \cdot p_i$, para todo $i=1, 2, \dots, k$, para certa constante C a determinar. Evidentemente, o valor de C vén dado polo feito de que os q_i tamén teñen que ser unha masa de probabilidade. En particular ten que verificarse que

$$1 = q_1 + q_2 + \dots + q_k = C (x_1 \cdot p_1 + x_2 \cdot p_2 + \dots + x_k \cdot p_k),$$

do que se deduce que $C = 1 / (x_1 \cdot p_1 + x_2 \cdot p_2 + \dots + x_k \cdot p_k) = 1 / E(X)$, é dicir, a constante C é a inversa da media da variable inobservable, X .

Dado que a variable X non pode observarse (soamente a Y), se desexamos estimar algunha característica dela, como a súa media poboacional, podemos tratar de relacionala con características da variable observable nesgada Y . Así, no caso da media demóstrase facilmente que

$$E(1/Y) = (1/x_1) \cdot q_1 + (1/x_2) \cdot q_2 + \dots + (1/x_k) \cdot q_k = C (p_1 + p_2 + \dots + p_k) = C = 1 / E(X).$$

Disto dedúcese que $E(X) = 1 / E(1/Y)$, é dicir, a media poboacional da variable de interese é a media harmónica da variable nesgada por lonxitude. A relación anterior dá pé a construír un estimador da media poboacional de X .

Efectivamente, supóñase que observamos unha mostra de tamaño n da variable nesgada por lonxitude: $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$. Isto non é máis que n variables aleatorias, independentes e coa mesma distribución de probabilidade que Y . Se o noso interese é estimar a media da variable orixinal, $\theta = E(X)$, semella lóxico facelo usando a media harmónica da mostra da variable Y :

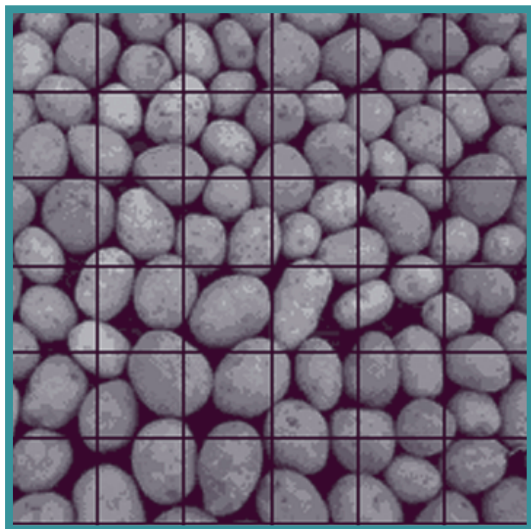
$$\theta_n = n / (1/Y_1 + 1/Y_2 + \dots + 1/Y_n).$$

Pódese probar que θ_n é un estimador asintoticamente non esguellado de θ , e que, baixo hipóteses axeitadas, a distribución límite de θ_n é normal. A partir deste último feito é doado achar intervalos de confianza para o parámetro θ , neste contexto de nesgo por lonxitude.

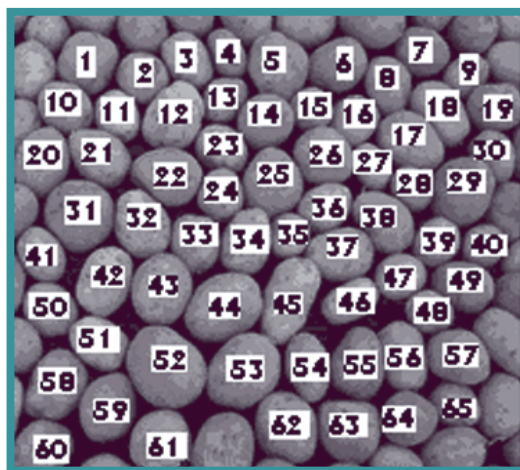
4. Patacas nesgadas e patacas aleatorias

Para ilustrar o comportamento do estimador θ_n na práctica e a diferenza entre unha mostraxe aleatoria simple clásica e unha mostraxe nesgada por lonxitude, imos crear unha situación ideal baixo o noso control. Temos unha poboación de 65 patacas da cal queremos estimar o seu peso medio. Obsérvase que, se se coñece nunha situación práctica, o número total de patacas, sabido o peso medio podemos calcular o peso total do lote. Como non queremos pesar todas as patacas, imos seleccionar unha mostra de 10 patacas, para soamente pesar esas poucas. Para seleccionar as 10 patacas da mostra procedemos de dous xeitos distintos:

a) Poñemos as patacas no chan, o máis xuntas que poidamos, formando unha figura cadrada de dimensións 60 cm. $\times$ 60 cm. Logo obtemos ao chou (por exemplo cun xerador de números aleatorios) e con distribución uniforme cada unha das dúas coordenadas dun punto no cadrado e tomamos a pataca que estea precisamente nesas coordenadas ou a máis próxima ao punto en cuestión. Repetimos o proceso un total de 10 veces, pesando de cada vez a pataca elixida.



b) Numeramos as patacas do 1 ao 65 e eliximos ao chou, con distribución uniforme, un número nese rango, que determina o número da pataca elixida. Procedemos 10 veces do mesmo xeito, pesando cada pataca seleccionada.



Obviamente, o procedemento a) proporciona unha mostra nesgada pois as patacas máis grandes son elixidas con maior probabilidade que as máis pequenas. Ao contrario, o método b) consiste nunha mostraxe aleatoria simple, pois cada pataca ten a mesma probabilidade de ser seleccionada na mostra, independentemente do seu peso.

Os pesos (en gramos) das dez patacas elixidas polo procedemento a) foron: 220, 140, 230, 265, 130, 295, 200, 110, 95, 175, mentres que os pesos das patacas elixidas segundo o método b) foron: 85, 165, 115, 165, 275, 95, 90, 105, 90, 195. As medias mostrais resultaron 186 para o método a) e 138 para o b). Efectivamente, vese que os resultados son ben dispares, resultando a media da mostra nesgada moito maior que a media da mostra aleatoria simple.

Caso de non poder levar a cabo o procedemento b) (que sería o ideal), o nesgo introducido na mostraxe segundo o método a) debe corrixirse cunha estimación axeitada. Isto significa que non debemos utilizar a media mostral de 186 gramos obtida anteriormente, senón o valor dado polo estimador $\hat{\theta}_n$, media harmónica, introducido na sección anterior. Neste caso a estimación resultante para a mostra segundo a) é 163.34 gramos, que, como se ve, xa é bastante máis próxima á estimación mediante mostraxe aleatoria simple (138 gramos). De feito, neste caso (con soamente 65 patacas), podemos pesar todas as patacas e dividir a suma de todos os pesos entre 65

para coñecer a verdadeira media poboacional, e obteremos o valor de 156.39 gramos. Esta cantidade é próxima tanto á estimación con media harmónica da mostra nesgada como a estimación con media aritmética da mostra aleatoria simple.

Folga dicir que no noso problema inicial, en que desexabamos estimar o número medio de entradas-saídas diarias por usuario da biblioteca, o estimador axeitado é tamén a media harmónica dos datos obtidos, ao se presentar, igualmente, un nesgo por lonxitude. Esa foi a cantidade subministrada á biblioteca da Facultade de Informática.

5. Nesgos non lineares, truncamento e censura

Nalgunhas ocasións a función que altera as probabilidades de observación dos valores da variable non é linear nos devanditos valores. Nese caso tense unha función, w , coñecida, de tal xeito que as probabilidades dos valores que toma a variable aleatoria Y , son da forma $q_i = C \cdot w(x_i) \cdot p_i$. Na nosa exposición previa da sección 3, a función w era a identidade, mais existen situacións prácticas en que non ten porque selo.

Analizando máis polo miúdo o exemplo das patacas, decatámonos de que non é totalmente certa a suposición de que co método a) facemos que a probabilidade de observación dunha pataca se altera proporcionalmente ao seu peso. É certo que o seu peso pode suporse proporcional ao seu volume (xa que a densidade das patacas será case idéntica dunha a outra), mais a mostraxe uniforme sobre o chan, deseñada no método a), non provoca unha elección proporcional ao volume senón, posiblemente, á súa sección máxima.

Para simplificar os nosos argumentos, supoñamos por un momento que as patacas fosen esferas perfectas. Nese caso o seu volume é $V = 4/3 \pi r^3$, mentres que a súa sección máxima é a superficie dun círculo máximo da esfera, é dicir, $S = \pi r^2$. Como consecuencia, $S = \pi^{1/3} (3/4)^{2/3} V^{2/3}$, e así teríamos que a sección máxima é proporcional ao volume elevado a 2/3, ou equivalentemente, ao peso elevado a 2/3. Noutros termos, teríamos $w(x) = x^{2/3}$.

Facendo cálculos semellantes aos da sección 3 é doado chegar ao valor da constante C na expresión $q_i = C \cdot w(x_i) \cdot p_i$, no contexto dunha función de nesgo xeral, resultando $E(1/w(Y)) = C = 1 / E(w(X))$. Tamén é moi sinxelo deducir $E(X) = E(Y/w(Y)) / C$, que resul-

ta moi útil para encontrar un estimador axeitado de $\theta = E(X)$ neste contexto:

$$\theta_n = (Y_1/w(Y_1) + Y_2/w(Y_2) + \dots + Y_n/w(Y_n)) / (1/w(Y_1) + 1/w(Y_2) + \dots + 1/w(Y_n)).$$

No exemplo das patacas, dado que $w(x) = x^{2/3}$, a expresión redúcese a

$$\theta_n = (Y_1^{1/3} + Y_2^{1/3} + \dots + Y_n^{1/3}) / (1/Y_1^{2/3} + 1/Y_2^{2/3} + \dots + 1/Y_n^{2/3}).$$

Para a mostra obtida polo procedemento a) a estimación resulta 170.74 gramos.

Existen outros moitos contextos en que o procedemento de recollida de información mostral inclúe un nesgo de distinto tipo ao nesgo por lonxitude. Dous dos casos máis cotiáns son o truncamento e a censura.

O truncamento aparece en situacións onde a variable de interese só se pode observar cando o seu valor é suficientemente grande (ou pequeno) en termos doutra variable accesoria. Este pode ser o caso de estudos sobre o período de incubación dunha enfermidade. Nestas situacións é moi habitual que a mostra sexa recollida segundo un método de sección cruzada, en que se escollen individuos aleatoriamente, na poboación de referencia, nun instante dado. Se o individuo aínda non amosou síntomas da enfermidade no instante de mostraxe, non formará parte da mostra e, por tanto, o seu período de incubación non será observado. Deste xeito tenderase a non observar períodos de incubación grandes, e será improbable a non observación de períodos pequenos. De ignorar este nesgo na recollida dos datos estaríanse infraestimando características como a media do período de incubación.

O fenómeno de censura tamén aparece decotío en problemas biomédicos, dentro da análise de supervivencia. Tamén é frecuente no estudo de fiabilidade industrial. Neste caso o problema xorde ao non poder observar sempre o valor preciso da variable de interese (tipicamente un tempo), senón ter soamente unha cota para esta. Existen diversos tipos de censura: fixa, aleatoria, por intervalo, pola esquerda, pola dereita, ... Vexamos un exemplo de censura aleatoria pola dereita.

Nun estudo médico de sección cruzada deséxanse estimar características da distribución do tempo de supervivencia ao cancro de mama. Nun instante concreto, en que se fai o estudo, recóllese o estado

de cada unha das persoas doentes baixo tratamento por esta enfermidade nos últimos anos. Algunhas delas xa terán morto por causa do cancro de mama e, por tanto, coñeceremos xa o valor preciso da variable tempo de supervivencia á enfermidade. Outras poden ter falecido por unha causa distinta e, entón, tan só coñeceremos que o tempo de supervivencia ao cancro sería superior ao tempo de vida observado. Aínda que a causa sería distinta, o tratamento matemático sería semellante se non dispoñemos do verdadeiro tempo de supervivencia no caso de que a persoa doente saíse do programa de seguimento (por se ter mudado de cidade) ou se se atopa felizmente viva no momento do estudo.

Nos artigos de Kaplan e Meier (1958) e Lynden-Bell (1971) propuxéronse, por primeira vez, métodos para estimar a distribución de probabilidade de tempos de vida en presenza de censura e truncamento, respectivamente. No segundo deles a proposta veu

motivada pola necesidade de estimar a distribución do cociente entre a potencia de radio a potencia óptica, en astronomía.

Nestes últimos cincuenta anos foron xurdindo moitas outras situacións da vida real en que, como no nesgo por lonxitude, na censura ou no truncamento, a variable de interese non se pode observar completamente. Aínda que o aparato matemático-estadístico necesario se vai complicando a medida que a situación real é máis complexa, a idea subxacente para abordar a estimación de características da distribución é a mesma: tratar de expresar as cantidades de interese da variable (inobservable) orixinal en termos doutras que dependan da variable observable, que si se poderán entón estimar. Poderíase dicir que esta é unha receita universal para afrontar o problema de como loitar contra o nesgo.

Referencias

Cristóbal, J.A. e Alcalá, J.T. (2001). An overview of nonparametric contributions to the problem of functional estimation from biased data. *Test*, 10, 309-332.

Fisher, R.A. (1934). The effects of methods of ascertainment upon the estimation of frequencies. *Annals of Eugenics*, 6, 13-25.

Kaplan, E. L. e Meier, P. (1958). Nonparametric estimation from incomplete observations. *Journal of the American Statistical Association*, 53, 457-48.

Lynden-Bell, D. (1971). A method of allowing for known observational selection in small samples applied to 3CR quasars. *Monthly Notes of the Royal Astronomical Society*, 155, 95.

Patil, G. P. (1984). Studies in statistical ecology involving weighted distributions. *Statistics: Applications and New Directions*, 478-503. Indian Statistical Institute.

Patil, G. P. e Rao, C. R. (1978). Weighted distributions and size biased sampling with applications to wildlife populations and human families. *Biometrics*, 34, 179-189.

CARTOON HISTORY OF STATISTICS - The Bernoulli Family

Salvador Naya (salva@udc.es)¹, Ricardo Cao (rcao@udc.es)¹, Matilde Ríos (matilderios@edu.xunta.es)², and José Tomás Díaz (jtomasd@wanadoo.es)³.

¹Universidade da Coruña, A Coruña, Spain; ²CPI Cruz do Sar, Bergondo, Spain; ³IES Melide, Melide, Spain.
Scientific Section: 13, Abstract number: 348

CARTOON HISTORY OF STATISTICS The Bernoulli Family

THE BERNOULLI FAMILY:

DIFFERENT MEMBERS OF THE BERNOULLI FAMILY OCCUPIED THE MATH CHAIR AT BASSEL FOR MORE THAN 100 YEARS.



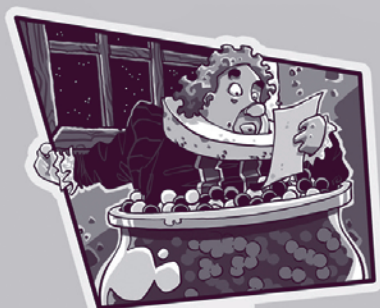
JACOB BERNOULLI:

JACOB I (1654-1705) WAS THE ONE WHO STARTED THE TRUE MATHEMATICAL HISTORY OF PROBABILITY. HIS WORK "ARS CONJECTANDI" BEGINS WITH SOME SUMMARY OF THE EXISTING METHODS FOR SOLVING PROBLEMS RELATED TO RANDOMNESS AND ENDS WITH THE STATEMENT OF THE LAW OF LARGE NUMBERS. IT ALSO GENERALIZES THE PROBLEM OF SHARING OUT IN GAMBLING TO THE CASE WHERE BOTH PLAYERS DO NOT HAVE THE SAME CHANCES OF WINNING. HE PROPOSED THE WELL-KNOWN BERNOULLI AND BINOMIAL DISTRIBUTION.



JACOB'S PROBLEM:

TWO PEOPLE CONDEMNED TO DEATH PENALTY ARE OFFERED A GAME. THEY DRAW THE DICES AND THE ONE WHO GETS A LARGER SCORE IS FORGIVEN, WHILE THE OTHER ONE REMAINS CONDEMNED. IF BOTH OF THEM OBTAIN THE SAME VALUE, THE PENALTY IS CANCELLED FOR BOTH. THE EXPECTATION OF NOT BEING EXECUTED FOR ONE PERSON IS $\frac{7}{12}$... WHICH DOES NOT MEAN THAT THE EXPECTATION OF THE OTHER IS $\frac{5}{12}$, BUT $\frac{7}{12}$, SINCE, OBVIOUSLY, BOTH EXPECTATIONS HAVE TO BE EQUAL. THIS GIVES A JOINT EXPECTATION OF LIFE OF $\frac{7}{6}$, WHICH IS MORE THAN ONE LIFE. THE REASON IS THAT THERE IS NOT A SINGLE EVENT IN WHICH BOTH WILL DIE. HOWEVER, THERE ARE SEVERAL CASES WHERE BOTH WILL SURVIVE.



PROBLEM OF THE SHARING OUT OF THE BET: GIVEN A GAME OF N HANDS OF WHICH K ARE LACKING TO FINISH THE GAME, WHICH IS INTERRUPTED, WHICH IS THE PROBABILITY P OF OBTAINING K HANDS WON, BEING N THE ONES LACKING?

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

LAW OF THE LARGE NUMBERS: ONE URN CONTAINING 3000 WHITE BALLS AND 2000 BLACK ONES. THEY ARE TAKEN OUT AT RANDOM, WITH REPLACEMENT. WHICH IS THE PROPORTION OF WHITE BALLS IN THE URN? STATISTICAL DEFINITION OF PROBABILITY: THE FREQUENCY OF WHITE BALLS OBSERVED TENDS TO THE $3/5$ PROBABILITY.

BERNOULLI CONCLUDES THAT HE HAD TO TAKE 25550 BALLS TO ESTIMATE THIS PROPORTION WITH THE PRECISION HE INTENDED. IN THE FUTURE THIS NUMBER WOULD BE REDUCED TO 5000 (MOIVRE'S). THIS IS THE FIRST MAJOR THEOREM OF PROBABILITIES, PROVED BY JACOB.



NICOLAUS BERNOULLI:

NICOLAUS (1687-1759), WHO STUDIED UNDER HIS UNCLE JACOB'S DIRECT SUPERVISION, APPLIED PROBABILISTIC METHODS TO SOCIAL PROBLEMS. THUS, HE STUDIED, AMONG OTHER ISSUES, THE PROBLEM OF WHEN A PERSON CAN BE DECLARED LEGALLY DEAD AFTER BEING ABSENT FROM HIS CITY FOR A LONG TIME. NICOLAUS ARGUED THAT THE ABSENT PERSON SHOULD BE CONSIDERED DEAD WHEN THE PROBABILITY OF BEING DEAD IS DOUBLE THE PROBABILITY OF BEING ALIVE.

NICOLAUS' PROBLEM: A YOUNG MAN AGED 20 ABANDONS HIS COUNTRY WITHOUT HAVING ANY FURTHER NEWS FROM HIM. FOLLOWING THE MORTALITY TABLES, WE FIND THAT ONLY $1/3$ OF THOSE PEOPLE WHO ARE 20 YEARS OLD WILL SURVIVE AT THE AGE OF 58 AND $2/3$ OF THEM DIE BEFORE THAT AGE. THUS, 38 YEARS AFTER HIS DEPARTURE THIS PERSON CAN BE CONSIDERED DEAD.



DANIEL BERNOULLI:

DANIEL (1700-1782) INTRODUCED, IN A SYSTEMATIC WAY, THE INFINITESIMAL METHODS IN PROBABILITY THEORY. HE SUGGESTED A PARTICULAR CURVE (A SEMI-CIRCLE) FOR APPROXIMATING THE DENSITY OF RANDOM ERRORS.

DANIEL'S PROBLEM: DANIEL PROPOSED THE DETERMINATION OF THE AVERAGE DURATION OF A MARRIAGE. THIS WAS A DIFFICULT PROBLEM AT THAT TIME, DUE TO THE LACK OF STATISTICAL DATA ABOUT THE REAL LENGTH OF A MARRIAGE. FOR THAT REASON DANIEL SIMPLIFIES THE PROBLEM BY ESTABLISHING SEVERAL ASSUMPTIONS: 1) A MARRIAGE ONLY ENDS AFTER THE DEATH OF ONE OF THE SPOUSES, 2) THE AGE OF BOTH PARTNERS AT THE DATE OF MARRIAGE IS 20 AND 3) THE AVERAGE LIFETIME OF MEN AND WOMEN IS THE SAME. THIS PROBLEM, SIMPLIFIED AS ABOVE, FULLY COINCIDES WITH THAT OF EXTRACTION OF PAIRED CARDS FROM AN URN.

design: José Tomás

ESTADÍSTICA RECREATIVA

SOLUCION PROBLEMA NUMERO ANTERIOR: CAJAS Y REGALOS

Antonio Vaamonde Liste. Universidade de Vigo

Acabo de envolver para regalo dúas caixas de bombóns. É curioso, porque ámbalas dúas teñen o mesmo tamaño e peso, pero unha ten exactamente dobre número de bombóns ca outra. Unha vez envoltas non se distinguen. Toma, esta é pra ti ¿Ou prefires a outra?

Vexamos: As dúas caixas teñen igual probabilidade, $\frac{1}{2}$, de ser escollidas. Ésta que me deches ten n bombóns. A outra ten polo tanto ou ben $2n$, ou ben $n/2$, con igual probabilidade. O número esperado de bombóns da outra caixa é $(2n+n/2)/2 = 1,25n$. ¡Vou cambiar! Dame a outra.

[A conclusión é absurda, xa que una vez feito o cambio, podese repetir o mesmo razonamento para volver a cambiar. ¿onde está o erro?

SOLUCIÓN:

R: Có razonamento utilizado, o número de bombóns que se pode gañar ou perder co cambio é distinto (gañamos n , pero só perdemos $n/2$). Pero vexamos cal é a situación real: Unha das caixas ten un determinado número de bombóns, chamemoslle b , e a outra o dobre, $2b$. Se temos a caixa máis pequena, podemos gañar, co cambio, b bombóns (pasamos de b a $2b$); se temos a grande, podemos perder co cambio b bombóns tamén (pasamos de $2b$ a b). O número de bombóns que podemos gañar ou perder, con igual probabilidade, é o mesmo, e polo tanto o beneficio esperado do cambio é, como podíamos imaxinar, nulo.



NOVAS PROPOSTAS

Zocas e Xestas son os dous equipos de baloncesto da miña cidade, pero eu son seareiro do Xestas de toda a vida. Cando Zocas ataca, o entrenador do Xestas decide axiña se vai utilizar defensa individual ou zonal, e unha vez pensada non a cambia ata rematala xogada. Zocas tamén decide o ataque de xeito planificado (non deixa nada á improvisación), aínda que non se pode saber cal é ata que se fai o lanzamento: nalgúns casos decide o tiro exterior, e noutros o achegamento ó aro pra facer un lanzamento con máis garantías.

Logo de estudar moitos partidos, o entrenador do Xestas chegou á conclusión de que Zocas ataca dúas veces máis con achegamento que con tiro exterior. Se o contrario fai tiro exterior e temos defensa individual, a probabilidade de canasta é só un de cada dez, pero se temos zona, é de cinco de cada dez; pola contra, se atacan con achegamento e temos zona, a probabilidade de acerto é un de cada cinco, e se temos defensa individual dous de cada cinco.

O noso entrenador parece preocupado: xogámonos a eliminatoria ante o eterno rival. Durante a primeira parte, os espectadores observan perplexos como en cada alternativa de xogo o entrenador lanza unha moeda o ar mentres lle di ós xogadores: Cara, zona; cruz, individual.

¿Será mellor cambiar ó entrenador?

RESPOSTA:

Se temos zona, a probabilidade de acerto deles é: $1/3 \times 5/10 + 2/3 \times 1/5 = 9/30$; e se temos defensa individual: $1/3 \times 1/10 + 2/3 \times 2/5 = 9/30$; Como o resultado esperado é o mesmo, non é disparatado que o entrenador decida ó chou.



NOTICIAS DEL PROYECTO JUÁREZ-LINCOLN-MARTÍ

Manuel A. Presedo Quindimil. Universidade da Coruña

A continuación presentamos alguna de la información remitida por el Proyecto Juárez-Lincoln-Martí, que creemos que puede ser de interés para nuestros asociados. Para un conocimiento más detallado de las actividades promovidas por este proyecto o para la obtención de información adicional, se recomienda visitar su página web <http://web.cortland.edu/matresearch/>

REAL (Red de Estadísticos Aplicados de Latinoamérica)

De la información recibida, queremos destacar la sugerencia para organizar en Latinoamérica una asociación "virtual", como las dos que ya existen en Europa, ENBIS (European Network for Business and Industrial Stats) e ISBIS, Internat.

Society for Business and Industrial Stats). Sus paginas web son:

ENBIS:

<http://www.enbis.org/> o <http://www.enbis.org/pro-enbis/about.html>

ISBIS

http://www.stats.wits.ac.za/isbis/index.php?option=com_frontpage&Itemid=1

La primera (ENBIS) es una asociación voluntaria, sin costo, virtual, que pone en contacto a miembros en distintos países de Europa para realizar investigaciones, consultorías y trabajos profesionales en conjunto. La segunda (ISBIS) es una nueva sección del ISI. Las dos organizaciones se interesan en la aplicación de la estadística a la resolución de problemas (en industria, negocios, sociedad, etc.).

A falta de otro nombre por el momento, en Latinoamérica, podría

llamarse, REAL (Red de Estadísticos Aplicados de Latinoamérica). Su organización podría gestionarse a través de las secciones de estadística industrial o aplicada de las diferentes asociaciones estadísticas de Latinoamérica.

También podría obtenerse la colaboración (en sentido de compartir ideas, experiencias habidas, contactos, etc.) de los responsables de ENBIS y de ISBIS a través de IASI (Inter American Stat Institute), que tiene ramas y contactos en todos nuestros países.

NOVAS DO IGE

Esther López Vizcaíno. IGE

ÚLTIMAS NOVIDADES EN PUBLICACIÓNS E DOCUMENTOS DO IGE

Contabilidade trimestral de Galicia. 2º trimestre de 2006

Neste documento preséntanse datos sobre a evolución dalgunhas das principais magnitudes macroeconómicas da economía galega, así como, unha síntese da evolución da economía española e internacional, para observar as diferenzas e similitudes coa galega.

O PIB da economía galega creceu un 3,9% no segundo trimestre de 2006.

O emprego, medido en termos de postos de traballo equivalentes a tempo completo, rexistra no segundo trimestre de 2006 un crecemento interanual do 3,2%.

Expectativas hoteleiras. 4º trimestre de 2006

Nesta obra de periodicidade trimestral ofrécese a avaliación das expectativas a curto prazo do sector hoteleiro galego en relación con determinadas variables consideradas relevantes ao efecto.

Nela destácase que o grao de ocupación no 4º trimestre de 2006 será inferior ao do trimestre que remata segundo as expectativas indicadas polo 73,3% dos responsables de hoteis e hostais de Galicia.

Movementos migratorios. Ano 2005

Esta publicación recolle as altas e baixas de poboación que se producen en cada concello debidas a cambios de residencia e constitúe, xunto coa Estatística de movemento natural da poboación, unha fonte indispensable para o estudo da evolución da poboación ao longo do tempo.

A publicación dos últimos datos, permite comprobar que no ano 2005 por primeira vez dende 1994, Galicia rexistra un saldo positivo co resto de España.

Movemento natural da poboación. Datos provisionais. Ano 2005

Nesta publicación recóllense os principais resultados provisionais sobre os nacementos, defuncións e matrimonios para o ano de referencia.

A publicación dos datos provisionais do ano 2005 amosa que continúa o aumento no número de nacementos.

Directorio de empresas e unidades locais. Ano 2004

Nesta publicación ofrécese información sobre o tecido empresarial galego para o ano 2004, subministrando datos básicos das empresas e unidades locais, clasificados por territorio, actividade e tamaño.

Datos estatísticos básicos de Galicia 2006

Neste folleto preséntase un avance dos datos máis relevantes a nivel estatístico da realidade económica e social galega.

Nesta publicación resáltase, entre outros, o feito de que en Galicia continúa o envellecemento da poboación

Mercado de traballo. Ano 2005

Neste folleto proporcióname información sobre diferentes aspectos do panorama sociolaboral galego a través dunha explotación dos datos da Enquisa de condicións de vida das familias

Conta satélite de produción doméstica

Neste folleto preséntase unha estimación do valor económico das actividades realizadas nos fogares

Nesta publicación destácase que o valor engadido bruto xerado pola produción doméstica dos fogares galegos representa o 37% do PIB.

Indicadores demográficos municipais e comarcais. Ano 2005

Nesta publicación recóllese un conxunto de indicadores demográficos calculados a nivel municipal, comarcal e provincial para o ano de referencia co fin de coñecer as principais características da poboación de Galicia.

Contas económicas de Galicia. Base 2000. Serie 1995-2005

Nesta publicación preséntase a serie de contas económicas do período de referencia para ofrecer unha descrición sistemática e detallada das principais características estruturais da economía galega.

No período 1995-2005 o PIB de Galicia presenta un crecemento medio anual do 3,5%

Macromagnitudes das administracións públicas 2006

Nesta publicación preséntanse as variables macroeconómicas das administracións públicas en Galicia: autonómica, local, central e universidades. Inclúe táboas e gráficos comentados con estimacións da produción, consumos intermedios, gastos de persoal e investimentos.

Os últimos datos publicados permiten comprobar un incremento do 9,0% nos orzamentos da Xunta no ano 2006 con respecto ao 2005.

Todas as publicacións anteriores están dispoñibles na páxina web do IGE no seguinte enderezo:

<http://www.ige.eu/catalogo/Controlador?operacion=mostrartemas&idioma=ga>

ACTUALIDADE DO IGE

ANTEPROXECTO DE LEI DO PLAN GALEGO DE ESTATÍSTICA 2007-2011

O IGE presentou ao pleno do Consello galego de estatística celebrado o 29 de novembro de 2005, unha proposta de elaboración do anteproxecto, que por primeira vez, pretendía constituir un proceso aberto no que participasen directamente xunto coa Administración, todos os axentes económicos e sociais representados no Consello. Neste sentido, estableceuse un grupo de traballo no seo do Consello para coordinar a labor dos subgrupos temáticos creados.

O instituto coas propostas e conclusións dos subgrupos, elaborou un borrador do anteproxecto, que presentou ao grupo de traballo e que posteriormente se debateu en reunións bilaterais coas Consellerías e os axentes económicos e sociais.

O 16 de xuño reuniuse o pleno do Consello que, por unanimidade, emitiu informe favorable sobre o anteproxecto de lei. A súa aprobación polo Consello da Xunta prodúcese o 14 de setembro.

Actualmente o proxecto de lei estase debatendo no parlamento.

PREMIO GALICIA DE ESTATÍSTICA

O Premio Galicia de Estatística creouse por resolución do 21 de xullo de 2006 (DOG do 25 de agosto de 2005). Este premio está dirixido a persoas individuais e ten como obxectivo principal estimular e difundir a actividade investigadora no eido da estatística pública como testemuño de recoñecemento á traxectoria máis destacada.

O 5 de outubro de 2006, o Director do IGE resolveu conceder o I Premio Galicia de Estatística a D. Agustín Maravall Herrero.

O xurado, decidiu por unanimidade, unha vez valorada a traxectoria profesional e a súa contribución á actividade investigadora no eido da estatística pública, outorgar o Premio Galicia de Estatística a D. Agustín Maravall Herrero. Esta proposta elevouse ao Director do IGE, quen acordou a resolución do premio.

Queremos destacar que Agustín Maravall tamén foi galardoado recentemente co Premio Rey Jaime I de Economía (2005) e foi o primeiro investigador non americano a quen lle foi concedido o Premio Julius Shiskin (2004) pola súa traxectoria investigadora no campo da estatística económica.

A entrega do Premio tivo lugar o pasado mércores 22 de novembro no Hostal dos Reis Católicos en Santiago de Compostela, nun acto no que interviñeron, ademais do premiado, D. Emilio Pérez Touriño, Presidente da Xunta de Galicia, D. José Ramón Fernández Antonio, Conselleiro de Economía e Facenda da Xunta de Galicia, D. José Luis Méndez López, Director Xeral de Caixa Galicia e D. José Colino Sueiras, Director do IGE.

CURSOS

No último trimestre de 2006 está previsto que se desenvolva no IGE o seguinte curso, que está incluído dentro do programa de actividades de formación continua da Escola Galega de Administración Pública para o 2006:

Curso teórico-práctico de estatística oficial

Data: mes de novembro

Duración: 30 horas

Lugar: Instituto Galego de Estatística

Destinatarios: Persoal da Xunta de Galicia

Na Resolución do 21 de marzo de 2006 pola que se convocan varios cursos de formación continua para o persoal da Xunta de Galicia (DOG do 4 de abril de 2006) pódese atopar información máis detallada.

BOLSAS

Resolución do 11 de maio de 2006 pola que se convocan dúas bolsas de formación na área de estatística pública no Instituto Galego de Estatística (DOG do 24 de maio de 2006).

Resolución do Director do Instituto Galego de Estatística pola que se adxudican dúas bolsas de formación na área de estatística pública no IGE (25 de setembro de 2006).

NOVO ENDEREZO DA WEB DO IGE

O sitio web do IGE mudou o seu enderezo de internet a <http://www.ige.eu>



Acta de Constitución do Xurado e Resolución do

IV PREMIO SGAPEIO Á INNOVACIÓN PEDAGÓXICA EN CENTROS EDUCATIVOS

Redacción.

O día 27 de setembro de 2006, ás 17 horas, constitúese no Departamento de Estatística e Investigación Operativa da Universidade de Santiago de Compostela o Xurado do IV Premio SGAPEIO á Innovación Pedagóxica en Centros de Educación Secundaria, do que forman parte:

- ✎ D. Antonio Vaamonde Liste (Presidente)
- ✎ D. Miguel Angel Rodríguez-Gigirey Pérez (Secretario)
- ✎ D. Juan Manuel Vilar Fernández (Profesor da Universidade de A Coruña)
- ✎ D. Carlos F. González Salgueiro (Profesor da Universidade de Vigo)
- ✎ D. Pedro Faraldo Roca (Profesor da Universidade de Santiago de Compostela).

Os traballos presentados a este premio son os seguintes:

- **“Estatística para neófitos”**, de Santiago López Arca
- **“Regresión Lineal”**, de Mario Rodríguez Riotorto
- **“El móvil ¿Imprescindible?”**, de Teresa Susana Vázquez Regueiro

Examinados os tres traballos presentados a este certame, o Xurado acordou por unanimidade conceder o premio a:

“Estatística para neófitos”, de Santiago López Arca

Na opinión do Xurado, os aspectos máis destacables do traballo premiado son: a presentación amena que permite adquirir coñecementos básicos adecuados á ESO, dispoñer de materiais que permitan dinamizar a clase e mellorar a participación dos alumnos na aprendizaxe da estatística.

O membros do Xurado queren agradecer a participación de todos os autores das memorias e recoñecen o esforzo, e o traballo de aula que aparece reflectido nos documentos presentados.

NOVAS DA SGAPEIO

M.^a José Lombardía Cortiña. Universidade de Santiago de Compostela

A edición deste boletín faise coincidir coa Asemblea Xeral da Sociedade do ano 2006. Esta Asemblea celebrárase na Escola Universitaria de Estudos Empresariais da Universidade de Vigo o día 16 de decembro de 2006.

Xa se enviou a tódolos socios a convocatoria da citada Asemblea, así coma outra información de interese para os membros da SGAPEIO entre a que queremos destacar a resolución do IV Premio SGAPEIO á Innovación Pedagóxica en Centros de Educación Secundaria, que tamén incluímos nas páxinas deste boletín, así coma os datos relacionados co balance económico deste exercicio e o presuposto para o vindeiro ano.

Dende o envío do anterior número de Informest, tiveron lugar dúas reunións do Consello Executivo da Sociedade; os días 26 de maio e 26 de outubro. Estas reunións celebráronse na Facultade de Matemáticas da Universidade de Santiago de Compostela, no Departamento de Estatística e Investigación Operativa, sede da SGAPEIO. A continuación, recóllese información sobre os puntos máis importantes tratados nesta reunións. Se algún socio quere ampliar a citada información pode poñerse en contacto con calquera membro do Consello Executivo.

Relacionados co IGE

O Presidente da SGAPEIO, Antonio Vaamonde Liste, informou da carta e conversa mantida co Conselleiro e co Director do IGE por mor da representatividade da SGAPEIO no Consello Galego de Estatística.

O Presidente tamén aportou información sobre o novo Plan Galego de Estatística (PGE) 2007-2011, do que se amplía información nas páxinas de Informest dedicadas ó IGE. Queremos sinalar que M.^a José Lombardía Cortiña e M.^a Carmen Iglesias Pérez, son membros do Consello Executivo da SGAPEIO que pertencen a dous grupos de traballo do PGE.

Páxina Web

Outro asunto que se tratou nestas reunións do Consello Executivo foi a nova Páxina Web da SGAPEIO. A encargada da páxina, Belén Fernández de Castro informou dos novos contidos da páxina. Nestas reunións tratouse a posibilidade informar aos socios de noticias importantes mediante unha lista de distribución propia da Sociedade a partir de un distribuidor gratuito.

Lembramos que a novo enderezo web da SGAPEIO é:

<http://www.sgapeio.es/>

CURSOS

Outro punto importante, e que se tratou nas reunións do Consello Executivo da Sociedade é a relacionado cos cursos nos que podería colaborar a SGAPEIO.

A primeira posibilidade que se estudou foi repetir o curso de Estatística e Probabilidade para Profesores de Ensino Medio, coas actualizacións correspondentes. Hai un grupo de persoas que están traballando neste tema, xa que se baralla a posibilidade de facelo simultaneamente nos distintos campus universitarios para facilitar a asistencia, e sempre que haxa un número de alumnos suficiente coma para que non supoña un gasto económico grande para a SGAPEIO. Proponse un coordinador por campus: Mario Francisco (Campus da Coruña-Ferrol), José Vicente Novegil (Campus de Pontevedra-Vigo), Luís Ramil (Campus de Lugo) e Pedro Faraldo (Campus de Santiago).

Tamén se falou dos diferentes prezos de matrícula, nas que como é lóxico, os membros da SGAPEIO terán unha redución importante. Nestes momentos, non están pechadas as datas do curso e se están a realizar os trámites para que exista a posibilidade de que poida ser convalidado por créditos de libre configuración e que os profesores de Ensino Medio poidan obter un certificado que lles acredite de forma conveniente a asistencia a este curso.

Outras ideas que se comentan son: un curso sobre Bolonia e a Estatística, un curso sobre Ferramentas estatísticas para profesores de universidade, e a posibilidade de entrar no mundo da empresa. O Presidente propón que dende a Sociedade se forme un equipo capaz de facer un primeiro estudio estatístico dos problemas que formulen as empresas que recorran a el gratuitamente.

CONSELLO EXECUTIVO DA SGAPEIO

Lembramos que os dez membros que constitúen o actual Consello Executivo da SGAPEIO son:

Presidente: Antonio Vaamonde Liste

Vicepresidente de Estatística: Salvador Naya Fernández

Vicepresidenta de Investigación de Operacións: Luísa Carpena Rodríguez

Secretaria Xeral: María José Lombardía Cortiña

Vocais:

- José M^a. Alonso Meijide
- Germán Aneiros Pérez
- Belén M^a Fernández de Castro
- Mario Francisco Fernández
- María del Carmen Iglesias Pérez
- María Amalia Jácome Pumar



VII CONGRESO GALEGO DE ESTATÍSTICA DE OPERACIÓNS SANTIAGO DE COMPOSTELA. NOVIEMBRE 2007

Redacción.

A mediados do mes de novembro de 2007 terá lugar na Facultade de Matemáticas da Universidade de Santiago de Compostela o VIII Congreso Galego de Estatística e Investigación de Operacións, organizado conxuntamente polo Departamento de Estatística e Investigación Operativa da Universidade de Santiago de Compostela e a SGAPEIO.

O comité organizador estará presidido por César Sánchez Sellero. Tamén forman parte de dito comité organizador Balbina Casas Méndez, Pedro Galeano San Miguel, Ignacio García Jurado e Beatriz Pateiro López.

Preténdese que o VIII congreso teña carácter divulgativo. Haberá varias conferencias subvencionadas polos grupos de investigación pertencentes ó Departamento de Estatística e Investigación Operativa da Universidade de Santiago de Compostela. Entre outros actos programados, tamén haberá sesión de pósters e algún minicurso de interese para os profesores de Ensino Medio.

A principios do vindeiro ano, e nos próximos números de Informest, se enviará a tódolos socios máis información sobre este congreso. Dende estas páxinas queremos animar a tódolos membros da Sociedade a asistir e participar activamente no VIII congreso e agradecer o esforzo que xa están realizando os membros do comité organizador.

- Na elaboración deste número da revista participaron: José M^a. Alonso Meijide, Luz Braña Rey, Fernando Celestino Rey, Ignacio García Jurado, M^a José Lombardía Cortiña, Mónica López Ratón, Esther López Vizcaíno, Leticia Lorenzo Picado, Juan Carlos Pardo Fernández, Manuel Antonio Presedo Quindimil, Luis Alberto Ramil Novo, Antonio Sampayo Flores, Saly Santiago Pérez, Antonio Vaamonde Liste.

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>

móbil: 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 - I.S.S.N.: 1695-7083

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