

REDACCION

Director: Francisco Javier Quintana
(Univ. Politécnica de Madrid)

Corresponsales:

Marc Almiñana (Universidad Miguel
Hernández de Elche)

José D. Bermúdez (Univ. Valencia)

Miguel Angel García Martínez (I.N.E)

Aurora Hermoso (Univ. de Granada)

David Ríos (Univ. Juan Carlos I)

Rosario Romera (Univ. Carlos III)

José A. Vilar (Univ. La Coruña)

Javier Yáñez (Univ.Complutense de
Madrid)

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

INDICE

Editorial..... 1

Artículos:

* Formación de médicos residentes en un
servicio de radiología:Planificación
óptima mediante modelos de
programación entera (Concepción
Maroto,Montserrat Robles, Luisa Sánchez
y Luis Marti) 2

* Optimización de envíos de pienso a
granjas de broilers (Concepción Maroto
Sara Aliaga y Antonio Torres) 4

* Aplicación de técnicas de análisis
multivariante a la educación. Un ejemplo
práctico (Jorge Ortega Vargas)..... 7

* Aplicación de los procesos estocásticos
en epidemiología (Beatriz Blanco y
Rodrigo Martínez)..... 11

* ESPF: Estudio predictivo sobre factu-
ración. Una aplicación del análisis de
series temporales (José Rafael Cañavete
Cerezo y Julián Costa Fuentes) 14

* Criterios característicos: Una nueva
clase de criterios de optimización (Juan
M. Rodríguez Díaz y J. López Fidalgo)
19

* Selección de recursos en Internet para la
enseñanza - Aprendizaje de la Estadística
(Roberto Behar Gutiérrez y Pere Grima
Cintas) 24

Noticias 28

Conferencias, Cursos y Congresos 33

Agenda 36

Noticias de los SEIO 39

EDITORIAL

A veces oímos decir que hay personas que pasan por la Universidad pero que la Universidad no pasa por ellas. Quizá no sea significativa su proporción, pero si lo es, ¿cuál es la causa?, o de forma más directa, ¿existe un culpable o, por el contrario, son una pluralidad de factores que podríamos englobar en el término “el ambiente”?

No podemos ignorar que brillantes alumnos del Bachiller se estrellan en los primeros cursos de Universidad. No creemos que el motivo de esta situación resida en la diferente manera de calificar en uno y otro sitio. Tampoco nos es ajeno el poder señalar a personas que, proviniendo de carreras técnicas catalogadas entre las difíciles y que incluso después son brillantes opositores a la Administración Pública, parecen incapaces de seguir los más sencillos razonamientos de tipo técnico-matemático. Es más, ¿cómo es posible que personas que pasan por la Universidad parezca que carecen de todo sentido común? Todo esto, quizá solo sean apreciaciones subjetivas o, por el contrario, ¿se trata de una desgracia que responde las más de las veces a la realidad?

Estas consideraciones quizá se encuentren mucho más relacionadas unas con otras de lo que a primera vista pudiera parecer.

Siguiendo un orden cronológico observamos, al principio, el problema del salto del Colegio o Instituto a la Universidad. Algunos piensan que se ha agudizado en los últimos tiempos. Todos nos quejamos del bajo nivel con que del Bachiller se llega a la Universidad. Además el nivel no es uniforme. Y ello, posiblemente, porque los alumnos han de decidir en los últimos cursos de Bachiller, no entre dos grandes bloques, como pueden ser "ciencias" y "letras", sino entre un conjunto de asignaturas que a algunos se les antoja excesivamente amplio para lo indefinida que se tiene la vocación en esos momentos.

En este sentido cabría preguntarse si no sería mejor reducir el abanico de opciones y concentrarnos en aquello que realmente es importante, dejándonos de zarandajas y de perder el tiempo estudiando, “para el examen”, cosas que se aprenden sin esfuerzo simplemente por el hecho de vivir en un país civilizado.

Y llegado a este punto, puede que más de uno estemos pensando en este panorama visto desde nuestra óptica de investigadores operativos y estadísticos. Pero quizá la situación no varíe mucho, e incluso empeore cuando pasamos al campo de las humanidades.

Cuando los alumnos pasan el primer curso de Universidad, ¡oh sorpresa!, los problemas no desaparecen.

Los profesores de los últimos cursos solemos hacer el comentario de que los alumnos que llegan saben menos de lo que cabría esperar. ¿Cómo es que no entienden tal o cual paso de un problema, si para aprobar esa otra asignatura –la anterior- tuvieron que resolver algo mucho mas complejo?. Sin mala intención, solo nos cabe pensar que todo ocurre como si después de cada examen nuestros alumnos dieran la instrucción “borrar”.

Continúa en página 38.

Artículos

FORMACIÓN DE MÉDICOS RESIDENTES EN UN SERVICIO DE RADIOLOGÍA: PLANIFICACIÓN ÓPTIMA MEDIANTE MODELOS DE PROGRAMACIÓN ENTERA

Concepción Maroto, Departamento de Estadística e Investigación Operativa

Universidad Politécnica de Valencia.

Montserrat Robles, Departamento de Física. Grupo de Investigación de Bioinformática.

Universidad Politécnica de Valencia

Luisa Sánchez y Luis Martí, Servicio de Radiología del Hospital Dr. Pesset

RESUMEN

Presentamos la formulación de un modelo general de programación entera, que permite planificar los cuatro años de formación de los médicos residentes de un Servicio de Radiología de un hospital. También hemos desarrollado una aplicación informática flexible para generar el modelo y encontrar la solución óptima con software de optimización (LINDO). Tanto el modelo como la aplicación software desarrollados son útiles para otros departamentos hospitalarios.

Palabras y frases clave: Modelos de Programación Entera, Optimización, Sistemas de Ayuda a la Toma de Decisiones.

1. EL PROBLEMA DE LOS ROTATORIOS

El Servicio de Radiología del Hospital Dr. Pesset de Valencia se encuentra cada año con la necesidad de programar la formación de los nuevos médicos residentes, estableciendo la secuenciación de los rotatorios. A lo largo de los cuatro años de formación los residentes deben realizar los siguientes rotatorios: Técnica, Tórax, Ecografía, Digestivo, TAC, Músculo-Esquelético, Mama, Resonancia Magnética, Vascular, Pediatría, Medicina Nuclear y Urología. Algunos rotatorios son fijos y deben realizarse en un mes determinado. Por ejemplo, todos los médicos deben hacer Técnica durante el primer mes de formación. Otros como Tórax son básicos y deben realizarse lo antes posible. Algunos se harán necesariamente después de haber pasado por determinados rotatorios. Así, Resonancia Magnética se debe programar después de que los médicos residentes hayan realizado los rotatorios TAC y Ecografía. Además del orden y la duración de los rotatorios, éstos se caracterizan por tener un número de ciclos. Así, Mama que dura 3 meses se realiza en un solo ciclo, es decir se hacen los tres meses seguidos, mientras que Digestivo, que también tiene una duración de 3 meses, debe completarse en dos ciclos, primero 2 meses durante el primer año de formación y después otro periodo de 1 mes, a realizar durante el tercer o cuarto año. En la tabla 1 presentamos los datos de los

ciclos, duraciones y condiciones que deben cumplir los rotatorios en el citado Servicio de Radiología, regulados por la Guía de Formación para Especialistas [3].

Tabla 1. Ciclos, duraciones y condiciones de los rotatorios

Rotatorio	Ciclos y meses	Condiciones
1. Técnica	1	En el mes 1º
2. Tórax	2+2+1	Básico
3. Ecografía	2+2+1	Básico
4. Digestivo	2+1	Básico
5. TAC	2+2+1	Básico
6. Músculo-Esquelético	2+2	Independiente
7. Mama	3	Independiente
8. Resonancia Magnética	2+2	Después de TAC y Eco
9. Vascular	2+2	Independiente
10. Pediatría	3	Después de TAC y Eco
11. Medicina Nuclear	1	Independiente
12. Urología	1	Independiente
13. Opcionales	5	4º año

El Servicio de Radiología estaba interesado en informatizar y optimizar la planificación de la formación de los nuevos médicos residentes, dada la gran cantidad de tiempo requerido y las dificultades que conlleva, realizando el encargo a la Universidad Politécnica de Valencia [4]. Se trata de un problema de optimización combinatoria cuyo objetivo es encontrar la mejor programación para la formación de los médicos residentes, teniendo en cuenta la legislación vigente y las recomendaciones en cuanto al orden, duración y número de veces que se debe realizar un rotatorio, así como las limitaciones de recursos del centro hospitalario. Nos planteamos desarrollar un modelo de programación entera y una aplicación informática flexibles que permitieran resolver el problema de la programación de la formación de médicos en el Servicio de Radiología de forma sencilla y eficaz [2].

2. FORMULACIÓN DEL MODELO

2.1. VARIABLES

Definimos unas variables binarias M_{iXXXj} que valdrán 1 si el médico i ($i=1,2,3$) empieza el rotatorio XXX ($XXX=1, 2, \dots, 12$) en el mes j ($j=1,2,\dots,48$) y 0 en caso contrario. Para los rotatorios opcionales definimos otro tipo de variables binarias $(1,0) M_{iOPCj}$ que significan si el médico i hace el rotatorio opcional durante el mes j (1) o no (0).

Dada la naturaleza combinatoria del problema conviene

definir sólo las variables necesarias. Las variables binarias se definen entre un mes inicio y un mes fin, que representan el

mes más temprano posible de comienzo y el mes más tardío en el que puede empezar el rotatorio. Así, para Técnica que es fijo sólo tendremos una variable para cada médico (M1TEC1, M2TEC1 y M3TEC1), mientras que los rotatorios Tórax, Ecografía, Digestivo y TAC tendrán variables definidas entre los meses 2 y 48. Para los restantes siete rotatorios tendremos variables entre los meses 11 y 48, debido a que los 10 primeros estarán ocupados por los rotatorios fijos, los básicos y las vacaciones. Los rotatorios opcionales se harán al final del periodo de formación y por tanto sólo definimos las variables correspondientes entre los meses 37 y 48. Lógicamente, también debemos definir las variables relativas al mes de vacaciones, que necesariamente serán en julio, agosto o septiembre. En total, tendremos 486 variables por médico y por tanto 1458 para el modelo completo, dado que entran 3 médicos nuevos cada año.

2.2. RESTRICCIONES

Rotatorios fijos: algunos rotatorios se deben realizar en un mes concreto del ciclo de formación, son fijos en un mes j determinado. Por ejemplo, Técnica debe realizarse el primer mes. Así, igualaremos a uno los valores de las variables relativas a este rotatorio.

$$M_{iTEC1} = 1 \quad \text{para } i=1,2,\dots,n^{\circ} \text{ médicos}$$

Cada ciclo de rotatorios se debe hacer una vez: para cada médico y ciclo de los distintos rotatorios tendremos una restricción que indique que debe realizarse sólo una vez.

$$\sum_{j=mesini\dots mesfin} MiXXXj = 1 \quad \text{para } i = 1\dots n^{\circ} \text{ médicos}$$

Para el rotatorio Digestivo y el médico residente 1 las restricciones son:

$$M1DIG2+M1DIG3+M1DIG4+M1DIG5+M1DIG6+M1DIG7+M1DIG8+M1DIG9+M1DIG10+M1DIG11+M1DIG12 = 1$$

$$M1DIG24+M1DIG25+M1DIG26+M1DIG27+M1DIG28+M1DIG29+M1DIG30+M1DIG31+M1DIG32+M1DIG33+M1DIG34+M1DIG35+M1DIG36+M1DIG37+M1DIG38+M1DIG39+M1DIG40+M1DIG41+M1DIG42+M1DIG43+M1DIG44+M1DIG45+M1DIG46+M1DIG47+M1DIG48 = 1$$

Sólo un rotatorio por mes: tendremos una serie de restricciones que garanticen que cada médico sólo puede y debe estar realizando un único rotatorio en un mes determinado. Luego, para cada mes y cada médico tendremos una restricción con el sumatorio de todas las variables correspondientes igual a uno.

$$\sum_{xxx} \sum_{j=k-dura+1\dots k} MiXXXj = 1 \quad \text{para } i = 1\dots n^{\circ} \text{ médicos.}$$

Para el médico 1 y el mes 2:

$$M1TOR2 + M1IECO2 + M1ITAC2 + M1DIG2 = 1$$

Para el médico 1 y el mes 7:

$$M1VAC7 + M1TOR7 + M1TOR6 + M1IECO7 + M1IECO6 + M1ITAC7 + M1ITAC6 + M1DIG7 + M1DIG6 = 1$$

No coincidencia de residentes en un servicio: los residentes del mismo año no pueden coincidir en los rotatorios, luego la suma de las variables correspondientes a todos los médicos en un mes (tanto si se ha empezado un rotatorio ese mes como si se está realizando uno empezado en meses anteriores) debe ser menor o igual a uno.

$$\sum_{k=mesini\dots mesfin} \sum_{j=k-dura+1\dots k} MiXXXj \leq 1$$

Para cada rotatorio habrá tantas restricciones como meses en los que se pueda hacer. Para Digestivo:

$$\text{Mes 2: } M1DIG2 + M2DIG2 + M3DIG2 \leq 1$$

$$\text{Mes 3: } M1DIG2 + M1DIG3 + M2DIG2 + M2DIG3 + M3DIG2 + M3DIG3 \leq 1$$

Vacaciones: Por último, el modelo incluye una serie de restricciones, una por año y médico, para garantizar que las vacaciones se programen en uno de los tres meses posibles, que son julio, agosto o septiembre. La suma de las tres variables para cada médico y cada año debe ser 1. Si la formación empieza en enero, los posibles meses de vacaciones serán 7, 8, 9, 19, 20, 21, 31, 32, 33, 43, 44 y 45. Por tanto, la restricción para el médico 1 y el primer año será siguiente.

$$M1VAC7 + M1VAC8 + M1VAC9 = 1$$

Rotatorios opcionales: Al final del periodo de formación los médicos pasarán 5 meses realizando los rotatorios opcionales, que no necesitan ser consecutivos.

$$\sum_{j=mesini\dots mesfin} MiOPCj = 5 \quad \text{para } i = 1\dots n^{\circ} \text{ médicos}$$

Para el médico 1:

$$M1OPC37 + M1OPC38 + M1OPC39 + M1OPC40 + M1OPC41 + M1OPC42 + M1OPC43 + M1OPC44 + M1OPC45 + M1OPC46 + M1OPC47 + M1OPC48 = 5$$

2.3. FUNCIÓN OBJETIVO

Existe un determinado orden de preferencia en los rotatorios, de tal manera que los rotatorios básicos que se deben realizar primero, todos los médicos deberían tenerlos en su programación lo antes posible. Esto queda garantizado con la estructura de coeficientes de la función objetivo que hemos definido, que además facilita que los rotatorios opcionales se programen lo más tarde posible (Tabla 2).

Tabla 2. Estructura de coeficientes de la función objetivo según la prioridad de los rotatorios

Rotatorios/mes	1	2	3	4	5	...	10	11	12
1°	2000	1900	1800	1700	1600		1100	1000	900
2°	800	775	750	750	725		575	550	525
3°	200	190	180	170	160		110	100	90
4°	70	65	60	55	50		25	20	15
5°	12	11	10	9	8		3	2	1
OPC	100	200	300	400	500		1000	1100	1200

$MAX \ 2000 \ MITOR2 + 1900 \ MITOR3 + \dots + 900 \ MITOR12 + 800 \ MIECO2 + 775 \ MIECO3 + \dots + 525 \ MIECO12 + 200 \ MIDIG2 + 190 \ MIDIG3 + \dots + 90 \ MIDIG12 + 70 \ MITAC2 + 65 \ MITAC3 + \dots + 15 \ MITAC12 + 100 \ M1OPC37 + 200 \ M1OPC38 + \dots + 1200 \ M1OPC48 +$

$+ 20000 \ M2TOR2 + 19000 \ M2TOR3 + \dots + 9000 \ M2TOR12 + 8000 \ M2ECO2 + 7750 \ M2ECO3 + \dots + 5250 \ M2ECO12 + 2000 \ M2DIG2 + 1900 \ M2DIG3 + \dots + 900 \ M2DIG12 + 700 \ M2TAC2 + 650 \ M2TAC3 + \dots + 150 \ M2TAC12 +$

$200000 \ M3TOR2 + 190000 \ M3TOR3 + \dots + 900000 \ M3TOR12 + 80000 \ M3ECO2 + 77500 \ M3ECO3 + \dots + 52500 \ M3ECO12 + 20000 \ M3DIG2 + 19000 \ M3DIG3 + \dots + 9000 \ M3DIG12 + 7000 \ M3TAC2 + 6500 \ M3TAC3 + \dots + 1500 \ M3TAC12 + 100 \ M3OPC37 + 200 \ M3OPC38 + \dots + 1200 \ M3OPC48$

3. LA APLICACIÓN

Se ha desarrollado una aplicación informática que permite introducir los datos de los médicos y de los rotatorios (nombre, número de ciclos, duración y condiciones) y generar automáticamente el modelo de programación entera. Una vez generado, el modelo se resuelve con software profesional, concretamente LINDO (Linear Interactive and Discrete Optimizer). Este software incorpora DLL's (Dynamic Link Library) que nos ha permitido integrar sus prestaciones en una aplicación de interfaz amigable y de este modo implementar un sistema flexible de ayuda a la toma de decisiones en el Servicio de Radiología del hospital Dr. Pesset [1].

Concretamente el usuario introduce los datos de los residentes nuevos, los rotatorios a realizar con el número de ciclos y su duración, así como los meses entre los cuales desea que se realicen. Si existen rotatorios fijos se indicarán también. La aplicación genera el modelo correspondiente con la estructura descrita en el apartado anterior y lo resuelve mediante el algoritmo de bifurcación y acotación de LINDO. La solución se encuentra en un tiempo que oscila entre unos segundos y varios minutos. Tras analizar la programación obtenida, el usuario puede aceptarla o realizar las modificaciones que estime oportunas. Las herramientas utilizadas para realizar la aplicación han sido Visual Basic, MSAccess (información de residentes, rotatorios y planificaciones) y el software de optimización LINDO.

En conclusión podemos decir que la aplicación logra rotatorios mejores y más homogéneos, minimizando el tiempo dedicado a planificar la formación y facilitando las

modificaciones cuando sean necesarias. En definitiva, hemos desarrollado un modelo flexible para optimizar la programación de la formación de médicos residentes de un Servicio de Radiología. Como la aplicación genera los modelos en función de las características de los rotatorios y un número variable de médicos será útil también en otras condiciones y para otros departamentos hospitalarios.

4. REFERENCIAS

- [1] LINDO SYSTEMS (1996): *LINDO. User's manual*.
- [2] Maroto, C. (1997): *Investigación Operativa: Modelos, Técnicas y Software*. Vol. 1 y 2. SPUPV.
- [3] Ministerios de Sanidad y Consumo y Educación y Cultura (1996): *Guía de Formación de Especialistas*. Consejo Nacional de Especialidades Médicas.
- [4] Sánchez Sáez, L. (1998): *Gestión Informatizada de los horarios de médicos residentes de un Servicio de Radiología*. Proyecto Fin de Carrera. Facultad de Informática. Universidad Politécnica de Valencia..Directores: C. Maroto, M. Robles y C. Casillas.

OPTIMIZACIÓN DE ENVÍOS DE PIENSO A GRANJAS DE BROILERS

Concepción Maroto Departamento de Estadística e Investigación Operativa
Universidad Politécnica de Valencia.

Sara Aliaga y Antonio Torres Departamento de Ciencia Animal
Universidad Politécnica de Valencia

RESUMEN

Presentamos la formulación general de modelos de programación entera mixta que minimizan los costes de transporte de pienso desde la fábrica a las granjas de broilers. El trabajo se ha realizado a solicitud de una empresa integradora. Asimismo, hemos desarrollado una aplicación informática que permite a la empresa resolver el problema con software de optimización (LINDO).

Palabras y frases clave: Modelos de Programación Entera, Optimización, Sistemas de Ayuda a la Toma de Decisiones.

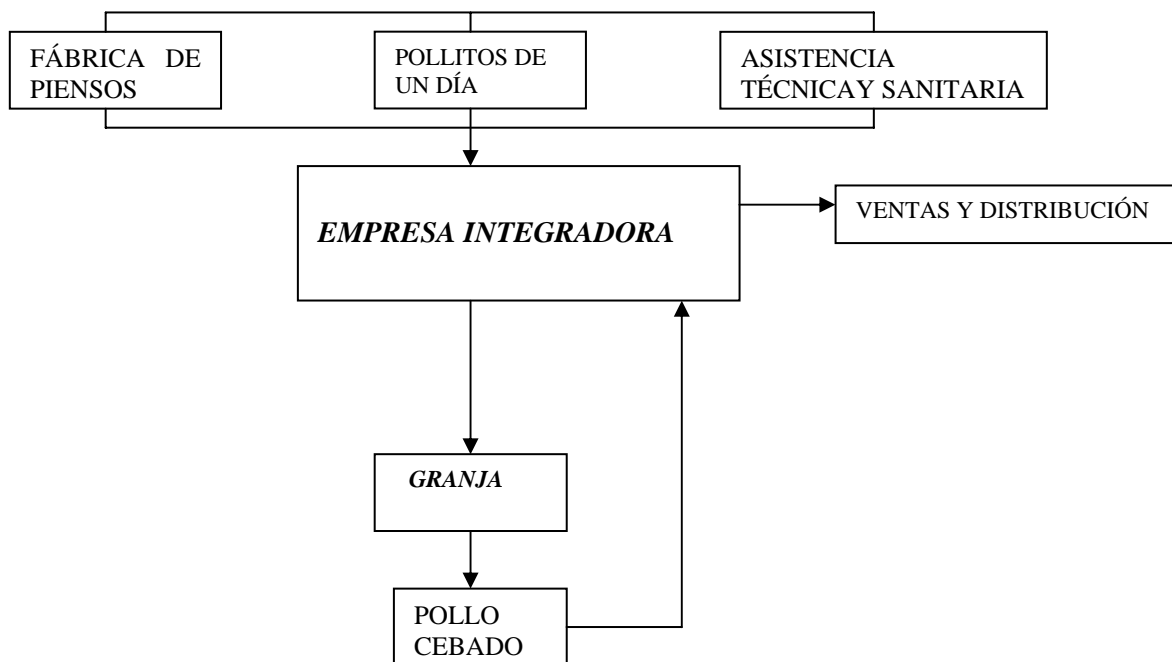
1. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

El funcionamiento de la empresa integradora aparece en la figura 1. La empresa controla todo el proceso de producción

de carne de pollo proporcionando al avicultor el pollito de 1 día, el pienso y otros recursos como la asistencia técnica y sanitaria. Asimismo, se encarga de recoger y comercializar el pollo cebado. Los avicultores aportan el trabajo y las naves equipadas para cebo, siendo remunerados en función de los gastos medios de crianza y de los resultados productivos. Dada la importancia económica de los costes de alimentación, la empresa se plantea reducirlos

disminuyendo los costes de transporte del pienso de la fábrica a las distintas granjas. La distribución de los envíos se realizaba con criterios subjetivos y de forma manual. Por tanto, la empresa también estaba interesada en planificar los envíos de pienso mediante criterios objetivos, minimizando los costes e informatizando el proceso. Con este objetivo encarga el presente trabajo a la Universidad Politécnica de Valencia [1]

Figura 1. Diagrama de funcionamiento de la empresa integradora



La empresa integradora se encarga de estimar el pienso que necesita cada granja y realizar los pedidos a la fábrica de piensos. Ésta ofrece unos precios cuya estructura aparece en la tabla 1. Como se puede observar en dicha tabla los precios del transporte dependen tanto de las toneladas del pedido como de la distancia de la fábrica a la granja. Luego la empresa integradora se enfrenta a una estructura de costes

de transporte no lineales. El funcionamiento previo de la integradora consistía en estimar las necesidades de cada tipo de pienso en cada granja y realizar tantos pedidos grandes como fuera posible y "el resto" en otro pedido. La empresa era consciente de que estos restos encarecían mucho el coste.

Tabla 1. Estructura de los costes de transporte del pienso

Distancia Km	20-24 Tm Ptas/Tm	16-19,9 Tm Ptas/Tm	12-15,9 Tm Ptas/Tm	8-11,9 Tm Ptas/Tm	4-7,9 Tm Ptas/Tm
0-10	323	325	331	392	540
10,1-15	366	380	392	456	611
...					
100,1-105	1155	1359	1501	1547	1841
...					
340,1-345	3257	3971	4459	4504	5105
345,1-350	3300	4025	4520	4566	5174

2. FORMULACIÓN DEL MODELO

2.1. PARÁMETROS

Los pedidos de pienso dependen de tres factores: la capacidad de los silos instalados en las granjas, los

accesos a las mismas y el consumo de pienso. Este último es función del número de broilers, mortalidad, edad, sexo, estación del año y tipo de nave. Los pedidos grandes de 24 Tm, que son los de menor coste, no siempre se pueden considerar si el tamaño del silo en la granja es más pequeño o si los accesos impiden el paso

de camiones de este tamaño.

El problema se plantea debido a que los costes de transporte no son lineales, dependen tanto de la distancia de la granja a la fábrica, como de la cantidad del envío. Así, para una granja determinada la tarifa más económica es la correspondiente a envíos de 20-24 Tm (T1 pts/Tm). La segunda tarifa es la de envíos de 16-19,99 Tm (T2), la tercera de 12 a 15,99 Tm(T3), la cuarta de 8 a 11,99 Tm (T4) y la quinta, y más cara, es la tarifa correspondiente al envío más pequeño, de 4 a 7,99 Tm (T5). Podemos decir que el coste no es lineal, pero sí es constante dentro de cada uno de los cinco tramos.

Hay que suministrar tres tipos de pienso a lo largo del proceso de crecimiento de los animales y la cantidad total en una crianza (P1, P2 y P3) depende de su número y sexo, así como de otros factores tales como stirpe, estación y tipo de instalaciones. Cuando la empresa planificaba los envíos de forma manual hacía todos los posibles del tamaño mayor, quedándole en general un resto de envío pequeño en Tm, pero con un coste unitario muy elevado. El modelo debe minimizar el coste de transporte de P1, P2 y P3 Tm de pienso a una granja determinada.

Otro parámetro que afecta a la cantidad de pedido es el que hemos denominado CSi para $i = 1,2,3$, que es la capacidad total del silo menos el margen de seguridad para el pienso Pi. Por último, llamamos Ac a la carga máxima de un camión en función de los accesos a la granja.

2.2. VARIABLES

Definimos dos tipos de variables, unas variables continuas X_{ijk} que representan las Tm de pienso i ($i=1,2,3$) al precio j (1, 2, ...5) en el envío k (1,2,...K) necesarias para una crianza de broilers en una granja determinada. K se ha estimado como el número máximo de envíos para cada tipo de pienso que se necesitan para abastecer la granja de mayor tamaño, durante cada periodo de consumo. El otro tipo de variables son las binarias Y_{ijk} , que valdrán 1 si se utiliza la tarifa j en el envío k para el pienso de tipo i y 0 en caso contrario. Estas variables binarias son necesarias debido a la estructura de costes de transporte no lineales[3] [4].

$$X_{ijk} \quad i=1, 2, 3 \text{ (tipo de pienso)}$$

$$j=1,2,\dots,5 \text{ (tipo de tarifa)}$$

$$k= n^{\circ} \text{ de envío } (1,2,\dots,K)$$

Y_{ijk} (0,1) binarias, 1 indica que se utiliza la tarifa j en el envío k para el tipo de pienso i y 0 en caso contrario

2.3. FUNCIÓN OBJETIVO

La función objetivo consiste en minimizar el coste de transporte del pienso necesario para una crianza de broilers en una granja concreta y vendrá dada por el

coste de todos los envíos a la granja. Todos los pedidos de 20 a 24 Tm se cobrarán al precio T1, los de 16 a 19,9 Tm al precio T2, los de 12 a 15,9 Tm al precio T3, los de 8 a 11,9 al precio T4 y los pedidos entre 4 y 7,9 Tm al precio T5 que es el más caro. Los Tj son fijos para cada granja y varían de una a otra en función de la distancia a fábrica.

$$\text{Min } Z = T1 (\sum X_{i1k}) + T2 (\sum X_{i2k}) + T3 (\sum X_{i3k}) + T4 (\sum X_{i4k}) + T5 (\sum X_{i5k}) \quad i=1,2,3 \text{ y } k=1,2,\dots,K$$

2.4. RESTRICCIONES

Demanda de cada tipo de pienso: tendremos una restricción para cada tipo de pienso que indique que la suma de todas las cantidades enviadas debe ser igual al total requerido.

$$\sum_{j=1,\dots,5} \sum_{k=1,\dots,K} X_{ijk} = P_1$$

$$\sum_{j=1,\dots,5} \sum_{k=1,\dots,K} X_{2jk} = P_2$$

$$\sum_{j=1,\dots,5} \sum_{k=1,\dots,K} X_{3jk} = P_3$$

Capacidad del silo: ningún pedido puede superar la capacidad del silo en la granja menos el margen de seguridad estimado (CSi). El margen de seguridad varía en función del número de aves y del periodo de crecimiento en el que se encuentren.

$$X_{ijk} \leq CSi$$

Acceso camiones: el tamaño de los pedidos está limitado por el tonelaje de los camiones que pueden acceder a la granja .

$$X_{ijk} \leq Ac$$

Costes no lineales: las restricciones siguientes representan la estructura de los costes de transporte que tiene que pagar la empresa integradora a la fábrica de piensos. Así, la primera restricción nos indica que todo pedido de pienso i con la tarifa más barata T1 tendrá entre 20 y 24 Tm. Habrá tantos grupos de restricciones de este tipo como tipos de pienso y envíos posibles.

$$20 Y_{i1k} \leq X_{i1k} \leq 24 Y_{i1k} \quad \text{para } i = 1,2,3 \quad \text{y } k = 1,2,\dots,K$$

$$16 Y_{i2k} \leq X_{i2k} \leq 19,9 Y_{i2k}$$

$$12 Y_{i3k} \leq X_{i3k} \leq 15,9 Y_{i3k}$$

$$8 Y_{i4k} \leq X_{i4k} \leq 11,9 Y_{i4k}$$

$$4 Y_{i5k} \leq X_{i5k} \leq 7,9 Y_{i5k}$$

3. RESOLUCIÓN DE LOS MODELOS

Los modelos, uno para cada granja y crianza de broilers, se resuelven con software profesional, concretamente LINDO (Linear Interactive and Discrete Optimizer). Este software incorpora DLL's (Dynamic Link Library) que permite integrar sus prestaciones en una aplicación de interfaz amigable, para que la empresa pueda fácilmente introducir los datos de las granjas y los costes de transporte, generar los modelos con los parámetros y coeficientes adecuados, así como encontrar la solución

óptima [2]. De esta manera se ha implementado un sistema flexible de ayuda a la toma de decisiones en la empresa integradora, que le permite planificar los envíos de pienso a las granjas minimizando el coste de transporte.

4. AGRADECIMIENTOS

Al director del trabajo en la empresa y a Roberto García por su colaboración.

5. REFERENCIAS

[1] Aliaga, S. (1998): *Planificación y Optimización de Envíos de Pienso a Granjas de Broilers*. Proyecto Fin de Carrera. E.T.S. Ingenieros Agrónomos. Universidad Politécnica de Valencia. Premio Fundación Bancaixa a PFC realizados en Empresas. Directores: A. Torres y C. Maroto.

[2] LINDO SYSTEMS (1996): *LINDO. User's manual*.

[3] Maroto, C. (1997): *Investigación Operativa: Modelos, Técnicas y Software*. Vol. 1 y 2. Servicio de Publicaciones de la Universidad Politécnica de Valencia.

[4] Maroto, C., Ciria, J., Gallego, L. y Torres, A. (1997): *Gestión de la Producción Ganadera. Modelos, Técnicas y Aplicaciones Informáticas*. Mundi-Prensa.

APLICACIÓN DE TÉCNICAS DE ANÁLISIS MULTIVARIANTE A LA EDUCACIÓN. UN EJEMPLO PRÁCTICO.

Jorge Ortega Vegas, Diplomado en Estadística por la Universidad de Jaén

1.-MOTIVACIÓN

En el ámbito de la docencia, la utilización de la Estadística como herramienta de ayuda a los profesores es frecuente pero habitualmente superficial. En todas las asignaturas y en todas las evaluaciones los profesores han de realizar estadísticas sobre los resultados académicos de sus alumnos, pero tales estadísticas se resumen en cálculo de porcentajes, medias, varianzas, y tal vez si algún profesor está interesado en estos temas, coeficientes de variación para describir la homogeneidad entre grupos.

Son embargo, creemos que la Estadística puede ser una herramienta bastante más útil en este ámbito. De hecho se va a trabajar con poblaciones numerosas y se pueden obtener con facilidad múltiples variables relacionadas con cada individuo. Por eso, en este trabajo presentamos un ejemplo de aplicación de técnicas de Análisis Multivariante a la docencia, en concreto a la hora de

resumir información sobre los alumnos dentro y entre diferentes grupos, así como determinar subgrupos más o menos homogéneos de entre los mismos. Esta determinación puede ser de utilidad a la hora de conseguir los objetivos LOGSE sobre diseños curriculares personalizados y determinación de niveles a la hora de clasificar adecuadamente el progreso personal de cada alumno y alumna. (Quién sabe si, insistiendo un poco en el tema, dentro de unos años sea tan necesario en los centros el Diplomado en Estadística como el Psicopedagogo...).

2.-INTRODUCCIÓN

Este trabajo es una aplicación de técnicas de Análisis Multivariante en el marco de la docencia. En concreto es un estudio empírico de la asignatura de Lengua Castellana y Literatura para 1º y 2º de E.S.O., chavales entre 12 y 15 años de edad, para el cual se escogieron dos muestras: la principal de tamaño 138 y otra muestra más pequeña de 30 individuos con intención de dar validez a los resultados obtenidos. Tras muchos años de experiencia y teniendo en cuenta los objetivos marcados en la asignatura, para cada curso, el maestro evalúa las siguientes variables:

VOCABULARIO: Mide la capacidad de respuesta del alumno ante palabras básicas, no solo atendiendo al significado de las mismas, sino también a su forma de construcción. Esto se corresponde con la SEMÁNTICA.

Los datos se dan en tanto por ciento de aciertos.

ORTOGRAFÍA: Mide la capacidad del alumno para escribir correctamente las palabras.

LECTURA: Mide la capacidad del alumno para comprender lo que lee.

GRAMÁTICA: Mide la capacidad del alumno para comprender la estructura de la lengua, es decir, la forma de las palabras y la forma de interrelacionarse unas con otras. Esto se corresponde con la MORFOLOGÍA y con la

SINTÁXIS.

COMPOSICIÓN: Mide la capacidad del alumno para expresarse oralmente.

LITERATURA: Mide los conceptos básicos aprendidos acerca de nuestros escritores más ilustres, intentándolos comprender (a su nivel) en el ámbito histórico en el que vivieron.

Estos aspectos se contemplan tanto en la Evaluación Inicial (E.I) como en la Evaluación Final (E.F.).

Obviamente, la E.F. determina el grado de consecución de los objetivos fijados en el curso por parte del alumno,

lo que se reflejará en la posterior calificación de la asignatura (Insuficiente, Suficiente, Bien, Notable, Sobresaliente), siendo esta la que figurará en su expediente académico.

Realmente, la evaluación inicial tiene su función principal en ayudar al profesor a medir fielmente el nivel de los alumnos en cada GRUPO, siendo pues esta variable, tan importante como el CURSO al que pertenecen los alumnos. Además esto nos ayuda a conocer la EVOLUCIÓN del alumno, en concreto, con los aspectos más básicos (composición, lectura y ortografía) de dos maneras distintas, E_n y E_l (cuando se evalúa la lectura) pero equivalentes:

$$E_n = \text{Nota Inicial}/10 - \text{Nota final}/5$$

$$E_l = \text{Nota Inicial} /10 - \text{Nota final}/ \text{Nota Media Final por Grupo}.$$

Indicando el signo negativo que los alumnos evolucionan favorablemente, y el positivo, desfavorablemente. Expliquemos esto con más detalle: al ser la evaluación inicial una prueba diseñada con los objetivos del curso anterior es de suponer que el alumno responda correctamente a todas las cuestiones en ella presentada (10 en el denominador). En cambio, para la evaluación final se considera que lo mínimo que un alumno debe saber sobre los aspectos es un 5 (5 denominador). El caso de la lectura es especial. Aunque las lecturas comprensivas son cuidadosamente seleccionadas y las preguntas planteadas sobre estas suficientemente claras, el profesor, con una mentalidad más adulta, siempre tiene la duda de saber si el nivel de la lectura realmente es el adecuado para sus alumnos (entre 12 y 15 años de edad). Por eso, para saber si un alumno cumple o no con los objetivos opta por considerar como “mínimo” la nota media por grupo en lectura. Por todo lo dicho, esta medida está acotada entre -2 y 1.

A partir de estos datos nos planteamos preguntas 1 – 5 y especificamos las técnicas estadísticas que ayudan a responderlas:

¿Qué relación existe entre las variables? *Análisis Factorial*.

A principio de curso los alumnos son ordenados por grupos, ¿existen diferencias significativas en la calificación por grupo?, ¿y en cuánto al sexo? *Manova*.

¿Qué variable o variables influyen de manera más notable en la obtención de un sobresaliente?, ¿y en la de un suspenso? De forma más general, ¿qué diferencias existen entre las calificaciones de los alumnos según las variables utilizadas? *Análisis del Discriminante*.

¿Qué grupo o grupos han tenido mayor dificultad a la hora de superar los contenidos de la asignatura?, ¿podremos averiguar qué grupo, por término general, ha

sido capaz de superar mejor los objetivos de la asignatura?. *Escalamiento Multidimensional*.

La experiencia de los profesionales de la enseñanza demuestra que se califica no solo teniendo en cuenta los conocimientos que tiene un alumno sino que también se atiende al grupo de pertenencia del mismo, es lo que ellos suelen comentar como nivel de un grupo. A partir de este hecho, ¿podríamos averiguar el grupo de pertenencia de los alumnos? Y si esto es posible, ¿con qué fiabilidad? *Análisis Cluster y análisis de*

Correspondencias.

Por último, debemos decir que la interpretación y la aplicación de técnicas como el Escalamiento Multidimensional, el Análisis Cluster, el Análisis del Discriminante o incluso el Manova, se basan en las conclusiones conseguidas tras aplicar el Análisis Factorial, es decir en el uso de las *puntuaciones factoriales*. Además para aplicar estas técnicas se han utilizado los paquetes estadísticos SPSS 9.0 y Statgraphics 4.0.

3.- ANÁLISIS FACTORIAL. ¿QUÉ RELACIÓN EXISTE ENTRE LAS VARIABLES?.

Esta técnica va a permitirnos encontrar las dimensiones subyacentes que explican la forma que tienen nuestras variables de relacionarse entre sí. De hecho, hemos sido capaces de resumir la información aportada por todas nuestras variables (más de 15) en cuatro factores cuya interpretación se resume en:

Lo que el alumno ha aprendido de la asignatura a lo largo del curso, es decir, tenemos una especie de coeficiente lingüístico que mide los conceptos que el alumno ha asimilado y se corresponde con las puntuaciones del primer factor. Dicho de otra forma, es la parte de la nota que tiene un individuo que solo se debe a los conceptos tratados en la asignatura, y por eso cuando hablemos del 1^{er} factor siempre nos referiremos al factor LENGUA.

Algunos conceptos son fáciles de asimilar, otros son más difíciles. Hay personas torpes, otras menos. El 2^o factor mide los problemas que tiene el alumno a la hora de afrontar la asignatura, por ejemplo en composición, gramática, etc. Por eso este factor será el factor DIFICULTAD.

Una de las cosas que más se valoran dentro de la E.S.O., además de los conocimientos adquiridos, es el procedimiento por el cual un alumno consigue asimilar los nuevos contenidos. El 3^o factor mide el trabajo que un alumno realiza durante el curso, es una especie de coeficiente de trabajo individual, en definitiva, es el factor

PROCEDIMIENTO.

La mayoría de los aspectos de la asignatura son muy objetivos, o está bien, o está mal. Un nombre es un nombre y no un verbo. Burro se escribe con b. Pero hay uno que es especialmente conflictivo: la Composición. El 4º factor representa la dificultad para calificar objetivamente la composición, por eso es el factor CALIFICAR.

4.- MANOVA. ¿EXISTEN DIFERENCIAS SIGNIFICATIVAS EN LA CALIFICACIÓN POR SEXO? ¿Y POR GRUPO?.

Las repuestas a estas preguntas son no y sí. Tras aplicar los estadísticos de contraste de Roy, Pillai, Lawley - Hotelling y Λ de Wilks a un modelo bifactorial GRUPO - SEXO, encontramos que la interacción entre estos dos factores de agrupación no era significativa, por lo que estudiamos la variabilidad de las variables respuesta frente a los dos factores por separado.

Para el factor de agrupación SEXO tuvimos problemas estadísticos de decisión, puesto que era de suponer que no debían existir diferencias en cuanto a la calificación por sexo en nuestras variables, encontramos que el p - valor de los tests era 0'018, con lo cual para un nivel de significación del 5% hubiéramos rechazado la hipótesis nula. Pero al utilizar las puntuaciones factoriales en un modelo bifactorial SEXO - NOTA FINAL, encontramos que no existían diferencias significativas en las variables debidas al factor SEXO ($p=0'814$. Interacción no significativa). Además en la muestra de validación con diseño balanceado, sí aceptábamos la hipótesis nula, por lo que confirmábamos nuestras sospechas de que tanto los alumnos como las alumnas están igualmente capacitados para resolver y superar las cuestiones y objetivos de la asignatura.

Para el factor de agrupación GRUPO encontramos un resultado curioso, tanto en la muestra principal como en la de validación rechazábamos la hipótesis nula. Analizando con detalle esta aparente contradicción, nos dimos cuenta que aunque se califica de manera individual a cada alumno, es imposible evaluar de manera general a todos los alumnos. Se hace necesario medir la destreza de los alumnos dentro del contexto de su misma clase, puesto que un alumno destacado en un grupo puede ser un "cero a la izquierda" en otro y viceversa.

5.- ANÁLISIS DEL DISCRIMINANTE. ¿QUÉ VARIABLES INFLUYEN DE MANERA MÁS NOTABLE EN LA CALIFICACIÓN FINAL DE UN ALUMNO?.

Con esta técnica pretendemos describir la separación entre las distintas modalidades de la nota final (suspense, aprobado, bien, notable, sobresaliente) mediante funciones discriminantes, que van a decidir la línea de máxima separación entre los grupos, además de

predecir o localizar el grupo de pertenencia de cada alumno. Para este estudio utilizaremos tanto las variables originales, en cada curso, como las puntuaciones factoriales en el conjunto de la muestra. Los resultados obtenidos se resumen en:

Para el primer curso, las variables más relevantes que separan los grupos son: *lectura, ortografía, gramática y composición*. Todas estas variables tienen igual capacidad discriminadora, teniéndose además que a mayor valor de las mismas, mejor nota consigue el individuo.

Para el segundo curso, las variables que más discriminan son la literatura y la ortografía. Aunque parezca contradictorio el hecho de que la literatura tenga más capacidad predictiva que, por ejemplo, la lectura o el vocabulario, el "saber" literatura implica saber comprender lo que se lee y ser capaz de expresar correctamente los conocimientos adquiridos. Si a todo esto se une el que el alumno sea capaz de escribir correctamente, sin faltas de ortografía, tenemos los suspensos y los sobresalientes de la asignatura.

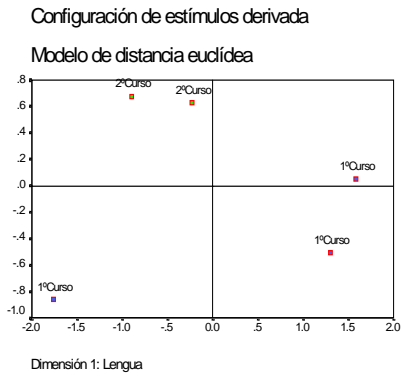
Por último, observamos como el trabajo del alumno puede incluso ser más determinante, a la hora de calificar, que los conocimientos adquiridos por el alumno en la asignatura.

Finalmente debemos decir que aunque las conclusiones no puedan tener mucha validez estadística, debido a que no se cumplen las hipótesis de partida del modelo, los resultados obtenidos si concuerdan con lo que ocurre realmente en la realidad.

6.- ESCALAMIENTO MULTIDIMENSIONAL. MAPA PERCEPTUAL DE LOS GRUPOS.

Nuestro objetivo ahora es intentar dibujar los distintos grupos de la muestra, (grupos a los que fueron asignados aleatoriamente los alumnos a principios de curso) en un espacio bidimensional para así averiguar que grupos están más cercanos entre sí.

Para cumplir con este objetivo la técnica apropiada a utilizar es el *escalamiento multidimensional*, también conocido como MDS. Para ello calcularemos los perfiles medios de los distintos grupos (3 primeros y 2 segundos) según la información proporcionada por las variables y utilizaremos las puntuaciones factoriales para interpretar las dimensiones en las que representaremos a los distintos grupos.



A la vista del gráfico podemos concluir:

Dos primeros son los que más han aprendido de la asignatura y han tenido dificultad media a la hora de enfrentarse a la asignatura.

Un primero se caracteriza por ser donde los alumnos han tenido más dificultades y también por ser el curso que menos ha aprendido.

Los dos segundos tienen características similares, menos dificultad que los primeros a la hora de enfrentarse a los contenidos y relativamente poco aprendizaje.

7.- ANÁLISIS DE CLUSTER Y DE CORRESPONDENCIAS. ¿SON CAPACES NUESTRAS VARIABLES DE PREDECIR EL GRUPO DE PERTENENCIA DE LOS ALUMNOS?.

Este apartado está dividido en 2 partes: la primera, es un *análisis "cluster"* en donde, a partir de las puntuaciones factoriales, dividiremos a la muestra en 5 grupos que intentarán "reproducir" a los grupos que ya existían de antemano. La segunda, será el *análisis de correspondencias* en sí mismo, donde partiremos de una tabla de contingencia en la que se exprese la pertenencia de los alumnos a los grupos "a priori" en relación a su inclusión en los grupos "a posteriori".

Análisis "Cluster": Creación de los grupos a posteriori.

El análisis cluster es una técnica de interdependencia que intenta encontrar grupos subyacentes en la muestra, de manera que los individuos de un mismo grupo sean muy parecidos entre sí y a la vez estos sean lo más distinto posible a individuos de otro grupo. Aunque existen muchos métodos, para crear "clusters", para este trabajo utilizaremos el método jerárquico de Ward, y el no jerárquico de K-medias. Se obtuvieron finalmente cinco grupos.

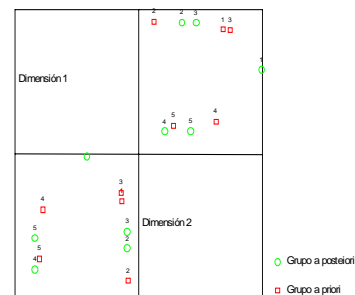
Análisis de correspondencias y comparación grupos a priori – posteriori

Recordemos la pregunta que motivó este estudio: *¿Son capaces nuestras variables de predecir el grupo de*

pertenencia de los alumnos? : La respuesta a esta pregunta es no, porque los grupos derivados del análisis cluster se corresponden con las calificaciones de los alumnos, es decir, aunque las calificaciones de un alumno dependan del grupo en el que fue asignado a principio de curso, las variables que se recogen no están diseñadas especialmente para cada grupo, son generales, simplemente dan una medida de lo que el alumno sabe acerca de la asignatura. Dicho de otra forma, las variables no agrupan a los individuos aleatoriamente o por orden de lista, agrupan a los individuos por lo que saben de la asignatura. Para verlo más claramente, representaremos la configuración espacial de los grupos a posteriori con respecto a los grupos a priori y a las calificaciones finales de los alumnos. Es conveniente hacer notar que el curso sí puede predecirse a raíz de comparar el mapa perceptual de la sección anterior con el mapa obtenido al realizar el análisis de correspondencias.

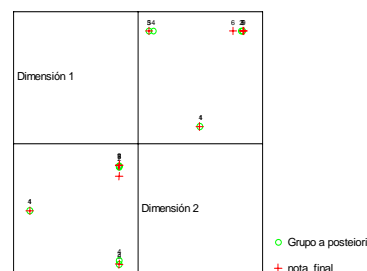
Puntos de columna y de fila

Simétrica Normalización



Puntos de columna y de fila

Simétrica Normalización



8.- CONCLUSIONES

El uso de las técnicas multivariantes es una poderosa herramienta para:

Agrupar racionalmente a los alumnos, de manera que se consigan grupos lo más homogéneos posibles para así asegurar un óptimo aprendizaje para todos los alumnos del mismo curso.

Detectar problemas de aprendizaje. Las puntuaciones

factoriales pueden ayudar a detectar problemas que de otra manera serían casi imposibles de detectar, hasta que no fuese demasiado tarde, pues miden objetivamente aspectos que no pueden ser observados o medidos en la realidad. Sería aconsejable que en cada evaluación, además de dar la nota final, los centros pudieran tener acceso a un estadístico que resolviera, junto al orientador estos problemas.

Autocrítica del proceso de evaluación. Los profesores no son infalibles y puede que den más importancia a ciertos aspectos de la que deben. Por eso, sería interesante que en cada evaluación pudieran observar que aspectos han tenido más en cuenta a la hora de calificar a un alumno para así poder corregir posibles fallos en su forma de evaluar que de otra manera quizás hubiesen sido indetectables.

APLICACIÓN DE LOS PROCESOS ESTOCÁSTICOS EN EPIDEMIOLOGÍA.

Beatriz Blanco y Rodrigo Martínez, Universidad de Extremadura., Departamento de Matemáticas

1. Introducción.

En este trabajo consideraremos el problema de la modelización a través de procesos estocásticos de ramificación, concretamente haciendo uso del proceso de ramificación de Galton-Watson (PRGW), del comportamiento y evolución de enfermedades infecto-contagiosas a lo largo del tiempo.

El trabajo ha sido estructurado en cuatro secciones siendo ésta primera de carácter introductorio. En la segunda, describiremos bajo un contexto epidemiológico aspectos generales de la teoría relativa al PRGW. En la tercera consideraremos el caso en el que el número medio de contagios por individuo infectado es menor o igual que uno y a través de simulación realizaremos un estudio comparativo entre tres distribuciones de contagio de uso frecuente: las distribuciones Poisson, Binomial y Geométrica. Finalmente, en la sección cuarta abordaremos el interesante problema de la determinación de políticas de vacunación adecuadas que garanticen, cuando la evolución de la epidemia así lo aconseje, la extinción de la enfermedad en cierto número de generaciones (qué dependerá como es lógico de la distribución de contagio subyacente). Con este trabajo, completamos la investigación realizada en Pérez-Abreu (1987), en el que se estudiaron cuestiones similares para el caso en que la media de contagio fuese superior a uno y ponemos de manifiesto la utilidad de esta clase de procesos estocásticos en la modelización y estudio del comportamiento de enfermedades infecto - contagiosas.

2. El PRGW bajo un contexto epidemiológico.

El PRGW ha sido estudiado como modelo para la

descripción de la evolución de enfermedades infecciosas (Bartoszynsky (1966), Becker (1975, 1976), Pérez-Abreu (1987),...).

El desarrollo de una epidemia, producida por una enfermedad contagiosa, se podría resumir como sigue: se parte de cierto número de individuos infectados por una enfermedad contagiosa. Cuando se ponen en contacto con una población de individuos susceptibles de ser contagiados transmiten la enfermedad con una distribución de probabilidad (distribución de contagio) a un número aleatorio de individuos de dicha población, hasta que son localizados y aislados. Los nuevos individuos contagiados originados por los infectados iniciales constituyen la primera generación. En una segunda etapa, los individuos infectados perteneciente a la generación primera al ponerse en contacto con los individuos de la población originan de acuerdo con la ley de contagio nuevos infectados que constituyen la segunda generación y así sucesivamente. La distribución de contagio es la misma para todos los individuos infectados. Cuando en una generación no haya individuos infectados el proceso se extingue y, en consecuencia, la posible epidemia se extinguirá.

Un modelo matemático que describe la situación anterior, y que se encuadra dentro de la teoría de los procesos estocásticos en tiempo discreto, es el denominado *Proceso de Ramificación de Galton-Watson Simple*. Fue introducido por Galton y Watson a mediados del siglo XIX con objeto de dar explicación lógica al extraño fenómeno observado entre los siglos XIII y XVIII de la desaparición de determinadas líneas familiares de la aristocracia europea.

Formalmente se define como sigue: sea $\{X_{ni} : n = 0, 1, 2, \dots; i = 1, 2, \dots\}$ una sucesión doble de variables aleatorias enteras, independientes e idénticamente distribuidas, según la ley de probabilidad $\{p_k\}$, denominada distribución de contagio, donde p_k será la “probabilidad de que un individuo infectado contagie a k individuos”.

Construimos la siguiente sucesión de variables aleatorias:

$$Z_0 = N \geq 1, \quad Z_{n+1} = \sum_{i=1}^{Z_n} X_{ni}, \quad n \geq 0.$$

Z_0 será el “número de individuos infectados inicialmente” y Z_{n+1} será el “número de individuos infectados en la generación $n+1$ por los Z_n infectados de la generación precedente”. Cuando para algún n ocurra que $Z_n=0$, la enfermedad se extinguirá.

Una cuestión de interés será estudiar la evolución futura del proceso infeccioso, es decir, el comportamiento límite de $\{Z_n\}$. Para este estudio, un parámetro de enorme importancia será la media de la distribución de contagio o número medio de contagios originados por un

individuo infectado. Un resultado debido a Steffensen (Jagers (1975), pag: 22) pone de manifiesto la relación existente entre dicho parámetro y la probabilidad de que la epidemia se extinga, estableciendo que dicha probabilidad es 1 cuando el número medio de contagios por infectado sea menor o igual que uno, existiendo una probabilidad positiva de propagación de la enfermedad en caso contrario.

Además el proceso o se extingue o explota, es decir: $P(Z_n \rightarrow 0) + P(Z_n \rightarrow \infty) = 1$

En esta situación, sería interesante determinar políticas de actuación para conseguir la eliminación de la enfermedad.

Una medida de prevención en la población susceptible a la epidemia, es la vacunación. Consideramos que un individuo vacunado es inmune a la epidemia.

Por tanto, la cuestión es determinar el porcentaje de la población a vacunar, para que la media de individuos infectados sea inferior o igual a uno, pues en esta situación tendríamos garantizado la extinción de la epidemia en un número finito de generaciones.

Si denotamos por m a la media de la distribución de contagio y p es el porcentaje de la población a vacunar, el número medio de individuos infectados después de la vacunación sería: $m^* = (1-p)m$, dado que el porcentaje de individuos susceptibles de ser infectados pasaría a ser $1-p$. En consecuencia, si pretendemos que la nueva media de contagio sea menor o igual que uno, debería ocurrir que:

$$p \geq 1 - \frac{1}{m}$$

Una cuestión a estudiar, cuando $m \leq 1$, sería la determinación del número medio de generaciones que han de transcurrir hasta la extinción de la enfermedad y, para $m > 1$, tratar de relacionar dicho número medio con el porcentaje de individuos a vacunar.

En la práctica suele ser difícil conocer la distribución de probabilidad subyacente así como la media teórica de contagio. En la literatura científica (véase por ejemplo Guttorp (1991)) existen estimadores para p_k y m obtenidos a través de diferentes técnicas de estimación (método de máxima verosimilitud y método de los momentos) así como intervalos de confianza para dichos parámetros.

Por tanto, en el caso de no conocer m y la distribución de contagio, podemos estimarlos y así poder establecer una adecuada política de vacunación. En esta situación, se tendría que el porcentaje a vacunar será una estimación y una medida del error cometido podría determinarse a través del correspondiente intervalo de confianza.

3. Caso $m \leq 1$. Estudio comparativo.

De acuerdo con el resultado probado por Steffensen, se sabe que en un PRGW cuya media de contagio es mayor que uno, existe una probabilidad positiva de que la epidemia se propague a toda la población.

En este sentido, Pérez Abreu (1987), determina la probabilidad de extinción, para distintos valores de la media de contagio, considerando las distribuciones de contagio Poisson, Binomial (con $n = 5$) y Geométrica.

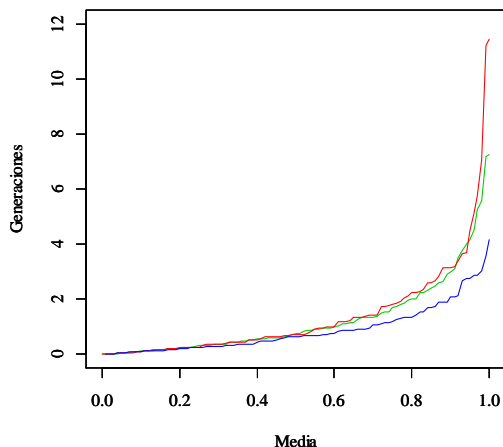
Cuando la media de contagio es inferior o igual a uno, el proceso se extingue casi seguramente, es decir, en un número finito de generaciones no existen individuos infectados en la población y por tanto la enfermedad deja de propagarse, independientemente de la distribución de contagio del proceso. Sin embargo, esta información es poco precisa, pues cuando nos encontramos un colectivo infectado por alguna enfermedad, resulta interesante determinar en que número medio de generaciones desaparecerá.

En este contexto, y como complemento al trabajo de Pérez Abreu (1987), nos hemos planteado determinar mediante métodos de simulación, en el caso de que tengamos garantizado con probabilidad 1 la extinción, es decir cuando la media de contagio sea menor o igual a uno, el número medio de generaciones que han sido infectadas y estudiar si dicho número depende de las distribuciones de contagio citadas.

Para ello hemos simulado un elevado número de PRGW según la distribución de contagio considerada (500 en cada caso). Para cada uno de los valores de la media establecidos (con incrementos de una centésimas), se han contabilizado el número de generaciones en las que había individuos infectados. Calculando la media aritmética de esos valores hemos estimado la longevidad de la epidemia.

El proceso de simulación ha sido realizado utilizando el programa /lenguaje de programación para manejo de datos S-plus. (Venables & Ripley (1994)).

En el siguiente gráfico se compara para valores de la media de contagio menor o igual a uno, el número medio de generaciones infectadas hasta la extinción de la enfermedad para cada una de las distribuciones de contagio anteriormente mencionadas.



Geométrica ■ Poisson ■ Binomial n=5 ■

Se observa que las gráficas son crecientes, en función de la media de contagio, pues cuando mayor sea el número medio de individuos contagiados, más tardará en extinguirse el proceso. Podemos determinar por tanto, que en término medio, el número de generaciones en la que existen individuos infectados es a lo sumo de 5 generaciones para la distribución Geométrica, 8 generaciones para la distribución Poisson y 12 generaciones para la distribución Binomial (con $n = 5$). Atendiendo al gráfico anterior podemos concluir que para valores de la media menores de 0.5 el comportamiento de la extinción de las distribuciones de probabilidad consideradas son muy parecidas pues prácticamente la enfermedad no se propaga.

En cambio, para valores mayores de 0.5, se aprecia diferencias significativas. Cuando la distribución de contagio es la Geométrica el proceso epidémico se extingue antes que cuando es la Binomial o la Poisson. A pesar de que el proceso con distribución Poisson se extingue antes que uno con distribución Binomial, las diferencias se aprecian sólo para valores cercanos a uno. Por tanto la rapidez de extinción de la epidemia parece depender fuertemente de la distribución considerada, principalmente para valores de la media de contagio próximos a uno.

Estas conclusiones están en consonancia con las obtenidas por Pérez Abreu (1987), en las que la probabilidad de extinción para el proceso con distribución de probabilidad Geométrica era mayor que las de los procesos con distribución Binomial o Poisson, cuyas diferencias sólo se apreciaban próximas a la unidad.

Por otra parte, para las distribuciones de contagio investigadas, es de interés establecer una posible relación entre la probabilidad de extinción y el número medio de generaciones que tarda la epidemia en extinguirse. Se deduce que aquellos PRGW que para

$m > 1$ tienen una probabilidad de extinción superior, son los que antes se extingue cuando $m \leq 1$.

4. Caso $m > 1$. Políticas de vacunación.

Si consideramos un PRGW con media de contagio mayor que uno, sabemos que existe una probabilidad positiva de que la epidemia se propague a toda la población.

En esta situación, sería conveniente determinar el porcentaje p de la población susceptible de ser infectada, que será necesario inmunizar con objeto de garantizar el control y eliminación de la enfermedad. Tras la inmunización, el nuevo proceso seguirá el mismo modelo que el anterior con media: $m^* = (1 - p)m$

Como se observa, estas políticas de vacunación sólo dependen de la media de contagio y no de la distribución de probabilidad considerada. Es obvio que cuanto mayor sea el porcentaje de vacunación, antes se erradicará la epidemia. Sin embargo, como conocemos la relación entre la media y el número de generaciones infectadas hasta que el proceso epidémico desaparece, sería posible establecer una relación entre el porcentaje a vacunar y la rapidez de extinción.

A modo de ejemplo, hemos simulado un PRGW con distribución de contagio Poisson de media 2, hasta la sexta generación.

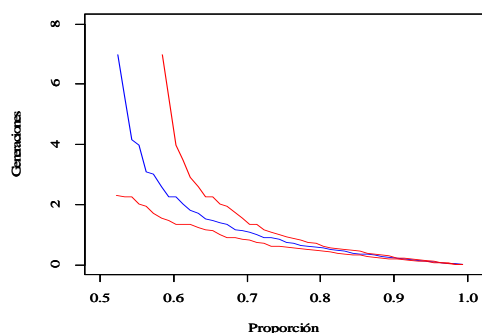
Haciendo uso de toda la información obtenida en el proceso, hemos estimado la distribución de contagio. El test de bondad de ajuste de la chi-cuadrado nos confirma que efectivamente la distribución de contagio estimada se distribuye según un modelo de Poisson de parámetro 2 (probabilidad de significación > 0.9).

Asimismo, la media de contagio, se encuentra dentro del correspondiente intervalo de confianza al nivel del 95%.

Para determinar la política de vacunación que garantiza la extinción de la epidemia, no sólo usaremos la estimación de la media de contagio, sino también el intervalo de confianza al nivel del 95%.

Basándonos en la relación *proporción a vacunar-nueva media deseada* y en la estimación de la media, así como en su intervalo de confianza podemos concluir que para que la epidemia desaparezca totalmente la proporción estimada mínima a vacunar se encuentra en el intervalo (44%, 58%).

El siguiente gráfico nos proporciona la estimación puntual y por intervalos como función del porcentaje de vacunación que garantiza la extinción de la epidemia, para el número medio de generaciones en la que existen individuos infectados por la enfermedad.



Del gráfico anterior se desprende que para garantizar puntualmente la extinción de la epidemia, deberíamos vacunar a un 52% de la población y que se extinguirá por término medio en la octava generación. Para garantizar esto, a un nivel de confianza del 95%, deberíamos vacunar al 58% de la población susceptible a la enfermedad.

Otra cuestión sería determinar el porcentaje de vacunación que nos garantiza la inmediata eliminación de la epidemia. A través del gráfico anterior podríamos concluir que para erradicar definitivamente la epidemia en la generación posterior a la aplicación de la inmunización, al nivel de confianza del 95%, deberíamos vacunar al 77% de la población susceptible a la epidemia.

Agradecimiento.

Los autores agradecen las orientaciones y sugerencias realizadas por el Catedrático de la Universidad de Extremadura D. Manuel Molina Fernández.

Bibliografía.

1. Asmussen, S. & Hering, H. (1983) "Branching Processes" Birkhäuser.
2. Bartoszyński, R. (1996) "Branching processes and the theory of epidemic". Proceeding of the fifth Symposium on Mathematical Statistic and Probability.
3. Becker, N. (1975) "The use of mathematical models in determining vaccination policies" Bolletín of the International Statistical Institute, 46, 478-490.
4. Becker, N. (1976) "Estimation for discrete time branching processes with application to epidemics" Biometric, 33, 515-522.
5. Guttorp, P (1991) "Estadística inferencia for branching processes" Wiley
6. Jager, P. (1975) "Branching processes with biological applications" Wiley.
7. Pérez Abreu, V. M. (1987) "Los procesos ramificados como modelos para detectar brotes de epidemias de una enfermedad contagiosa: aspectos estadísticos" Memorias del II foro de Estadística Aplicada: UNAM. México.
8. Venables, W. N. & Ripley, B. D. (1994) "Modern Applied Statistics with S-Plus", Springer.

EPSF: ESTUDIO PREDICTIVO SOBRE FACTURACIÓN. UNA APLICACIÓN DEL ANÁLISIS DE SERIES TEMPORALES.

Cañavate Cerezo, José Rafael y Costa Fuentes, Julián Manuel, Universidad Miguel Hernández.

RESUMEN

El trabajo surge ante la necesidad de una empresa de obtener un sistema interno de control presupuestario capaz de proporcionar estimaciones de las ventas de los próximos meses y de proporcionar indicadores útiles para el establecimiento de incentivos periódicos que sean coherentes con la estacionalidad del mercado (en el caso de existir) al departamento comercial.

Se aplicarán técnicas de análisis de Series Temporales: Descomposición Estacional, Metodología Box-Jenkins, Intervenciones en la Serie...

PALABRAS CLAVES:

Box-Jenkins, Estacionariedad, Intervención, Diferenciación, Estacionalidad.

I. INTRODUCCIÓN

En el mes de noviembre, la empresa desarrolla un presupuesto general para el año siguiente y establece controles mensuales para comprobar y corregir las posibles desviaciones que se producen entre la realidad y el presupuesto.

La empresa no sólo comercializa sus productos en el país sino que también mantiene relaciones comerciales con otros países y como no tienen un tratamiento similar se analizarán ambos mercados de forma independiente.

Concretamente se distinguen los siguientes objetivos para cada uno de los mercados:

1.- Definir un sistema de pesos en función del cual repartir el presupuesto anual que recoja las posibles fluctuaciones estacionales de los mercados.

Se pretende establecer un sistema de reparto que tenga en cuenta el nivel de facturación correspondiente a cada mes.

En primer lugar se realiza un análisis de series temporales encaminado a establecer posibles comportamientos estacionales de los mercados de nacional y de exportación, que claramente son mercados cuyos comportamientos son distintos. A partir de este análisis, del que se deduce que claramente ambos mercados presentan un comportamiento estacional, se estima el impacto relativo que tiene la facturación de cada mes en la facturación global de cada año. Para ello, mediante un método de Descomposición Estacional, se

estiman los factores estacionales que recogen dicho impacto.

2. Dotar de información a la dirección de la empresa que ayude a la hora de establecer el sistema de incentivos a los comerciales. Obtener una previsión de ventas para los próximos períodos.

Hasta la fecha, para establecer el sistema de incentivos a los comerciales la dirección de la empresa contaba únicamente con las previsiones de las ventas futuras obtenidas empleando métodos cualitativos (métodos de juicio de expertos).

El principal problema de las previsiones así obtenidas es, además del sesgo que obviamente se introduce por la subjetividad de las mismas, la fuerte dependencia que se establece entre la calidad de las mismas y el buen juicio de los expertos involucrados en el proceso. Para soslayar estos problemas, se lleva a cabo un profundo análisis de series temporales, que nos permite obtener previsiones objetivas mediante métodos cuantitativos a partir de los datos de facturación de los últimos años existentes.

En primer lugar se realiza un análisis eminentemente descriptivo de la evolución que han experimentado ambos mercados para, a continuación (empleando la metodología Box-Jenkins) deducir un modelo predictivo que nos permita obtener previsiones objetivas de las ventas para los próximos períodos.

En lo que respecta a la evolución de ambos mercados, uno de los hechos más relevantes que se desprende del estudio llevado a cabo es el cambio brusco que se produce en la tendencia del mercado nacional a partir de finales del año 1.997. Este hecho, desde un punto de vista metodológico, nos ha obligado a realizar un *Análisis de Intervención* para predecir correctamente las ventas futuras correspondientes al mercado nacional.

II. ANÁLISIS

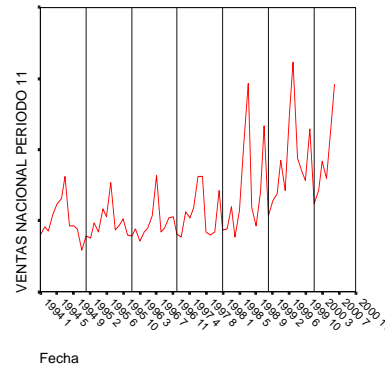
El estudio se basa en datos de facturación (ingresos generados por la venta de productos) mensuales en pesetas para los mercados de Nacional y Exportación desde el año 1.994 hasta junio 2.000.

Se han dividido las ventas en dos grandes grupos (Nacional y Exportación) por diferencias existentes en ambos mercados que aconsejan estudios independientes. Naturalmente, en ambos casos, se ha tenido en cuenta la inflación de los años. Se ha decidido considerar modelos con periodicidad de 11 meses donde la facturación de julio está formada por julio y agosto, debido a que en el mes de agosto la empresa cierra por vacaciones.

Debido a la similitud de los análisis y puesto que la intención es mostrar la metodología utilizada, únicamente se desarrollará el análisis y estudio para el mercado Nacional.

1.- Análisis descriptivo

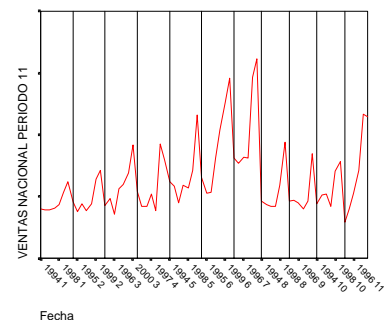
En primer lugar se lleva a cabo un análisis descriptivo de la serie temporal. De la representación de la serie de Ventas Nacional:



(GRÁFICO 1)

Se observan dos características a tener en cuenta. Por un lado, el mercado parece tener un comportamiento estacional que se refleja en un incremento relativo muy acusado en los meses centrales del año, así como una recuperación del mercado a finales del año. Por otro lado, se observa un cambio en el comportamiento del mercado a partir de 1.998, año en el que las ventas empiezan a experimentar una tendencia al alza. Esta fecha se corresponde con un cambio en el plan de marketing de la empresa y la expansión que sufrió el sector en este año.

Para corroborar la primera de las afirmaciones se realiza un gráfico de subseries estacionadas en el que se representan agrupadas por meses:



(GRÁFICO 2)

El cambio que se produce en el comportamiento de la serie temporal, nos lleva a no emplear todos los datos (desde enero de 1.994 hasta junio de 2.000) para la estimación de la estructura de autocorrelación de la serie en estudio. El emplear todos los datos nos llevaría a obtener estimaciones poco fiables.

Sobre este punto se volverá a incidir a la hora de deducir un modelo predictivo.

Para completar el análisis descriptivo, a la vez que se obtienen las estimaciones de los factores estacionales a partir de las que se van a definir el sistema de pesos para el reparto del presupuesto, se analiza la serie mediante un *Método de Descomposición Estacional* para determinar las siguientes componentes de la serie temporal.

Métodos de Descomposición. (Descomposición Estacional).

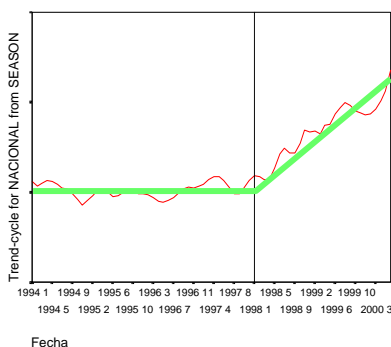
Estos métodos se utilizan para determinar de la serie temporal las siguientes partes:

- Error
- Tendencia y Ciclo
- Factores Estacionales
- Factores Sin Estacionalidad

Comprobando cada una de las hipótesis que el modelo debe de cumplir.

Para ello, previamente es necesario decidir entre un modelo Multiplicativo y uno Aditivo, cuya diferencia radica en la interacción o no interacción entre los diferentes factores que afectan a la evolución de la serie temporal, en el que se observa como la variabilidad, y, por tanto, el incremento relativo que se experimenta en los meses de junio y Julio-Agosto, depende del nivel medio de ventas global de cada año, lo que nos lleva a decantarnos por un modelo multiplicativo.

Tras los correspondientes análisis de residuos y la verificación del cumplimiento de las hipótesis del modelo, se pasa a representar la componente de tendencia-ciclo indicando la fecha en que se produjo la expansión del sector y se cambió el plan de marketing. La tendencia alcista se aprecia fácilmente en el gráfico.



(GRÁFICO 3)

Por otro lado, de la representación de los factores estacionales obtenidos se observa como éstos recogen las dos subidas que se producen al año: más pronunciada en los meses de junio y Julio-Agosto, más leve a finales de año.

Los coeficientes estacionales para establecer el sistema

de pesos en función del cual repartir el presupuesto anual serían:

Meses	% Estacionales
Ene	6.75%
Feb	6.88%
Mar	8.35%
Abr	8.31%
May	8.83%
Jun	11.92%
Jul-Ago	15.06%
Sep	7.94%
Oct	7.79%
Nov	8.28%
Dic	9.89%

De este modo, queda cubierto el primero de los objetivos que nos habíamos fijado.

2.- Esquema general de la metodología Box-Jenkins

Para la obtención de las previsiones recurrimos a la metodología de Box-Jenkins.

Para ello, tenemos que intentar averiguar qué modelo ARIMA (p,d,q) x ARIMA(P,D,Q)_s es susceptible de haber generado dicha serie, es decir, qué modelo representa adecuadamente el comportamiento de la misma, con el fin de utilizarlo para obtener predicciones de valores futuros de la serie en cuestión.

Para ello, se considerarán las siguientes etapas: Identificación, Estimación, Validación y Predicción que constituyen lo que se puede denominar como metodología de Box - Jenkins y que se representa a continuación:

El primer requisito que debe tenerse en cuenta en la etapa de identificación es el análisis de si la serie temporal objeto de estudio es estacionaria o no. En este último caso, se debería transformar la serie previamente hasta que pueda admitirse la estacionariedad de la misma, diferenciando sucesivamente (regularmente) la serie (determinación d), diferenciando estacionalmente la serie (determinación D) y/o transformando la serie mediante la transformada Box-Cox caso de que no haya estacionariedad en varianza (determinación de λ). Una vez que esta serie transformada es estacionaria se tratará de averiguar los posibles órdenes tanto de la parte regular del modelo (autorregresiva, p, y medias móviles, q) como de la parte estacional (autorregresiva, P, y medias móviles, Q). Los instrumentos fundamentales que se utilizaran para identificar el modelo son, además del análisis descriptivo llevado a cabo, la función de autocorrelación (FAC) y la función de autocorrelación parcial (FAP) estimadas, a las que nos referiremos como función de autocorrelación muestral (FACM) y función de autocorrelación parcial muestral (FAPM).

En la etapa de identificación resulta bastante habitual el hecho de que exista más de un modelo que presumiblemente haya podido generar la serie temporal objeto de análisis; en estos casos, se trata de catalogar todos los posibles modelos candidatos, discriminando respecto a ellos en las etapas posteriores, bien porque algunos de ellos no superen la etapa de validación, o bien porque alguno de ellos no resulte el más apropiado atendiendo a diversos criterios de selección de modelos.

Una vez identificados los posibles modelos que han podido generar la serie temporal, se tratará de estimar los parámetros de los mismos, lo cual constituye la etapa de estimación. Los dos problemas fundamentales a los que se enfrenta la estimación de los modelos ARIMA son el de los valores iniciales (de los parámetros, de la serie y de los ruidos) y el de no linealidad.

Estimados los parámetros, en la etapa siguiente se procede a realizar la evaluación de la adecuación de los modelos previamente identificados y estimados. Esta etapa de validación se centra fundamentalmente en analizar si los residuos del modelo (\hat{u}_t) tienen un comportamiento similar a las perturbaciones del mismo (u_t), esto es, si puede afirmarse que son semejantes a un ruido blanco. Adicionalmente, se tratará de comprobar la calidad de las estimaciones, así como el cumplimiento de las estimaciones de los parámetros de las condiciones de estacionariedad e invertibilidad que deben satisfacer los parámetros de estos modelos.

Los modelos que superan la etapa de validación pueden ya ser utilizados para el fin básico de la metodología Box-Jenkins, esto es, la obtención de predicciones (puntuales y/o por intervalo) de valores futuros de la serie temporal. Ahora bien, dado que sólo puede entenderse que un modelo es útil cuando cumple adecuadamente el objetivo para el que ha sido planteado (en este caso, básicamente, la predicción), una vez obtenidas las predicciones del modelo se trata de volver a comprobar la adecuación del mismo, pudiendo utilizar para ello tanto métodos no paramétricos (como el error cuadrático medio) como paramétricos (estadísticos de contenido informativo, exactitud y corroboración).

Todo lo anterior es válido en el caso en el que la variable en estudio, en este caso las ventas del mercado nacional, tenga un mismo comportamiento durante los periodos en estudio. Sin embargo, del análisis llevado a cabo anteriormente, se desprende un posible cambio en el comportamiento de dicha variable provocando por el diseño e implantación de un nuevo plan de marketing a partir de mediados de 1.997. Esto nos lleva a realizar un **Análisis de Intervención** a la serie para comprobar si el nuevo plan de marketing provocó un cambio significativo en el volumen de ventas que se venía experimentando, como efectivamente se comprueba a continuación que así ha sido.

Para ello, en primer lugar se debe ajustar un modelo SARIMA (p,d,q) x (P,D,Q)₋₁₁ a la serie correspondiente a las ventas antes de que se produjera el cambio; periodo 1.994 – 1.997.

Del análisis descriptivo llevado a cabo anteriormente se desprende que la serie de ventas nacional presenta un comportamiento estacionario en dicho periodo.

Tras el estudio de las funciones de autocorrelación se identifica el siguiente modelo:

$N_t \sim \text{SARIMA}(1,0,0) \times (1,0,0)_{11}$ con constante:

$$(1 - \Phi B^{11})(1 - \phi B)N_t = a_t + cte$$

y la estimación de los parámetros

Variables in the Model:

	B	SEB	PROB.
AR1	,27	,14	,07
SAR1	,72	,11	,00

CTE

104040403,8280

Se comprueba que los residuos de este modelo son un Ruido Blanco Gaussiano.

Pero claro, este no es el modelo que se estaba buscando porque aquí únicamente se ha trabajado con la serie temporal que tenía datos desde enero 1994 hasta diciembre 1997, y nuestro objetivo es encontrar un modelo que pueda predecir periodos de Julio a diciembre 2000, por ello aunque se conoce el modelo base debemos de saber que tipo de intervención habrá que realizar para explicar el cambio de tendencia que ha producido el nuevo plan de marketing.

Para saber el tipo de intervención nos apoyaremos en los resultados obtenidos del **Método de Descomposición**. Concretamente fijándonos en la forma que muestra el gráfico de Tendencia y Ciclo (GRÁFICO 3), así será la intervención necesaria.

Se puede comprobar como a partir de la implantación del nuevo plan de marketing junto a la expansión del sector se produce un cambio en la tendencia de las ventas (periodo 45). Se pasa de un nivel estable a un periodo de expansión. Lo que sugiere la siguiente intervención:

$$I_t = \frac{w}{1 - B} S_t^{(45)}$$

donde, I_t representa el efecto de la aplicación del nuevo plan de marketing en las ventas experimentadas, siendo:

$$S_t^{(45)} = \begin{cases} 0, & t < 45 \\ 1, & t \geq 45 \end{cases}$$

y recordamos que el modelo que se ha estimado para antes del cambio del plan de marketing fue, $N_t \sim \text{SARIMA}(1,0,0) \times (1,0,0)_{11}$ con constante:

$$(1 - \Phi B^{11})(1 - \phi B)N_t = a_t + cte$$

$$N_t = \frac{a_t}{(1 - \Phi B^{11})(1 - \phi B)} + \frac{cte}{(1 - \Phi B^{11})(1 - \phi B)}$$

por tanto, si se define la serie global en las ventas de nacional sería:

$$X_t = \frac{w}{1 - B} S_t^{(45)} + N_t$$

donde w cuantifica el efecto conjunto derivado de la implantación del nuevo plan de marketing y de la expansión del sector.

$$X_t = \frac{w}{1 - B} S_t^{(45)} + \frac{a_t}{(1 - \Phi B^{11})(1 - \phi B)} + \frac{cte}{(1 - \Phi B^{11})(1 - \phi B)}$$

$$(1 - B)X_t = w S_t^{(45)} + \frac{(1 - B)a_t}{(1 - \Phi B^{11})(1 - \phi B)} + \frac{(1 - B)cte}{(1 - \Phi B^{11})(1 - \phi B)}$$

verificándose

$$k = \frac{(1 - B)cte}{(1 - \Phi B^{11})(1 - \phi B)} = 0$$

porque cuando se diferencia se elimina toda constante existente, entonces tenemos,

$$(1 - B)X_t = w S_t^{(45)} + (1 - B)N_t$$

$$\nabla X_t = w S_t^{(45)} + \nabla N_t$$

se debe de trabajar con la serie diferenciada, pero es necesario conocer cual es el modelo que identifica esta serie diferenciada $(1 - B)N_t$.

$$(1 - \Phi B^{11})(1 - \phi B)N_t = a_t + cte$$

$$(1 - \phi B - \Phi B^{11} + \phi \Phi B^{12})N_t = a_t + cte$$

$$N_t - \phi N_{t-1} - \Phi N_{t-11} + \phi \Phi N_{t-12} = a_t + cte$$

$$\nabla N_t = a_t - a_{t-1} + \phi \nabla N_{t-1} + \Phi N_{t-11} - \phi \Phi \nabla N_{t-12}$$

$$(1 - \phi B)(1 - \Phi B^{11})\nabla N_t = (1 - B)a_t$$

Es decir, que $N_t \sim \text{SARIMA}(1,0,1) \times (1,0,0)_{11}$ sin constante:

$$(1 - \Phi B^{11})(1 - \phi B)\nabla N_t = (1 - B)a_t$$

Por tanto, se debe de trabajar con la serie diferenciada $X_t = w S_t^{(45)} + N_t$ una vez que se tiene definido el modelo N_t . Y nuestro objetivo ahora es estimar el valor de w , porque no nos olvidemos que queremos ajustar y predecir las ventas.

Se diferencia la serie original X_t .

Se crea la variable $S_t^{(45)}$ y se define el modelo $N_t \sim \text{SARIMA}(1,0,1) \times (1,0,0)_{11}$ Sin constante todo ello en ARIMA.

Variables in the Model:

	B	SEB	PROB.
AR1	,16	,12	,19
MA1	,98	,09	,00
SAR1	,78	,08	,00

W

3953682,42204

Debiendo comprobar, además, que los residuos están generados por un ruido blanco gaussiano, así como todas las hipótesis del modelo.

De manera que para ajustar y predecir las ventas se va a realizar lo siguiente:

Eliminar el efecto estimado por el plan de marketing y la expansión del sector en la serie original X_t y de ese modo obtener una estimación de N_t .

$$\hat{N}_t = \begin{cases} X_t, & \forall t \leq 44 \\ X_t - \frac{\hat{w}}{(1 - B)} S_t^{(45)}, & \forall t \geq 45 \end{cases}$$

Esto es equivalente a decir que:

$$\hat{N}_t = \begin{cases} X_t, & \forall t \leq 44 \\ X_t - (t - 44) \hat{w}, & \forall t \geq 45 \end{cases}$$

$$\left(\begin{array}{l} N_{45} = X_{45} - \hat{w}, \\ N_{46} = X_{46} - 2 \hat{w}, \\ N_{47} = X_{47} - 3 \hat{w}, \dots \end{array} \right)$$

Y como se identificó con anterioridad el modelo N_t ($\text{SARIMA}(1,0,0) \times (1,0,0)_{11}$ con constante) se puede obtener una estimación de cómo hubieran ido las ventas en el caso de no haber implantado dicho plan de marketing y de no haberse producido la expansión en el sector e incluso predecir las ventas que se habrían dado

para los períodos que nos interesan saber de este año. Sin embargo, lo que nos interesa es obtener predicciones para la serie original X_t , por lo que, posteriormente será necesario deshacer el cambio.

Variables in the Model:

	B	SEB	PROB.
AR1	.11	.11	.28
SAR1	.77	.08	.00

CTE

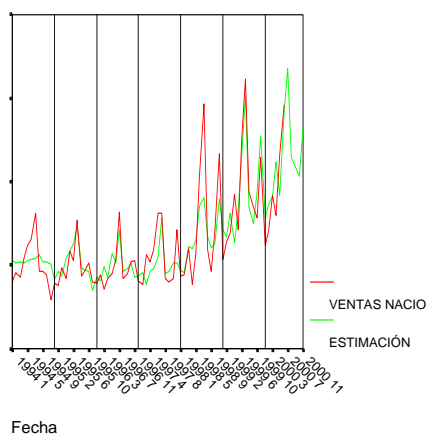
105187733.8459

Y ahora utilizando las estimaciones (estimación de N_t) se deshace el cambio y aplicamos el efecto debido al plan de marketing y a la expansión del sector:

$$\hat{X}_t = \begin{cases} \hat{N}_t, & \forall t \leq 44 \\ \hat{N}_t + (t-4)w, & \forall t \geq 45 \end{cases}$$

Debiendo comprobar, además, que los residuos están generados por un ruido blanco gaussiano, y el resto de las hipótesis del modelo.

Si mostramos en un mismo gráfico las estimaciones que se han obtenido de la serie temporal podemos comprobar si tiene un buen ajuste:



(GRÁFICO 4)

III. CONCLUSIONES

Los modelos obtenidos para ambos mercados son muy satisfactorios, y como conclusión se puede decir que el:

Mercado Nacional:

Ha tenido un periodo constante de facturación durante los años 1.994 – 1.997 y luego un periodo de crecimiento, desde 1.998 hasta ahora, que a corto o medio plazo tenderá a estabilizarse, porque económicamente hablando un crecimiento de este tipo no es sostenible durante varios periodos consecutivos ya que siempre se verifican los llamados ciclos económicos

con sus fluctuaciones aunque a diferentes niveles, es decir, no significa que la empresa decrezca a sus niveles económicos del año 1.996 sino que tenga sus ciclos basados en un nuevo nivel medio de ventas.

Este crecimiento desde 1.998 hasta ahora es debido principalmente a la expansión económica que se ha producido en el sector junto al diseño e implantación de un nuevo plan de marketing que se realizó para aprovechar esta oportunidad que se presentaba en el mercado.

No se ha realizado la distinción debida a uno u otro efecto, es decir, que si se quisiera cuantificar el efecto debido únicamente al diseño e implantación del nuevo plan de marketing habría que analizar todo el sector de la construcción dirigido a la gama media-alta de los productos que se utilizan (porque es el más directamente implicado con la venta de puertas de madera que fabrica la compañía) y, además, obtener el coste de oportunidad que se produce durante el tiempo en que esté en marcha el nuevo plan de marketing.

Es importante destacar éste hecho debido a que el modelo que se ha estimado no es el apropiado a largo plazo y de ahí que se aconseje que se actualice todo el proceso para detectar el periodo en el que se produzca el cambio de dicha tendencia, momento apropiado para introducir una nueva intervención en el modelo.

IV. BIBLIOGRAFÍA

Spyros Makridakis, Steven C. Wheelwright & Rob J. Hyndman (1998): *Forecasting. Methods and Applications*. John Wiley & Sons, Inc.

(1994): SPSS Trends 6.1. Library of Congress Catalog.

Antonio Aznar & Francisco Javier Trávez (1993): *Métodos de Predicción en Economía. Análisis de Series Temporales*. Ariel Economía.

V. SOFTWARE

SPSS para Windows. Versión 8.0.1 S

Microsoft Excel '97

Microsoft Word '97

VI. AGRADECIMIENTOS

A la compañía Puertas LUVIPOL® por permitir hacer este estudio utilizando sus datos y sobre todo a la profesora Elisenda Molina Ferragut porque sin su ayuda no se hubiera podido llevar a cabo este proyecto. Gracias.

CRITERIOS CARACTERÍSTICOS: UNA NUEVA CLASE DE CRITERIOS DE OPTIMIZACION

Juan M. Rodríguez Díaz (juanmrod@gugu.usal.es)
 y J. López Fidalgo (fidalgo@gugu.usal.es)
 Departamento de Estadística, Universidad de Salamanca

Resumen

En Diseño Óptimo de Experimentos existen diferentes criterios de optimización. Este artículo se ocupa esencialmente de la creación de una nueva clase de criterios, llamados Criterios Característicos, que se basan en los coeficientes del polinomio característico de la matriz de covarianzas. Dicha familia engloba dos de los criterios más utilizados, el del determinante y el de la traza, e incluso puede ser generalizada a una clase más general de criterios que comprendería tanto los Criterios Característicos como alguna de las familias clásicas. Se estudian y demuestran algunas de las principales propiedades de los coeficientes característicos y de las nuevas funciones criterio y se calculan diseños óptimos característicos para distintos modelos: polinómico, exponencial y compartimental. Finalmente se propone un método novedoso para la obtención de soportes aproximados de diseños óptimos característicos para modelos polinómicos. Los diseños calculados en todos los procesos resultan ser de una gran eficiencia al ser comparados con los A- y D-óptimos, y aparecen como una buena alternativa a éstos para minimizar tanto el volumen del elipsoide de confianza como el promedio de las varianzas de las estimaciones de los parámetros.

1.- Introducción

Dos de los criterios más conocidos en Diseño Óptimo de Experimentos son los del determinante y la traza de la matriz de información. En este artículo se va a presentar un conjunto general de criterios basados en los coeficientes del polinomio característico de esta matriz. Se puede decir que están situados entre los dos criterios antes mencionados, siendo éstos casos particulares. Mientras que A-optimización considera la media de las varianzas, D-optimización tiene en cuenta todas las varianzas junto con las covarianzas y hace mínimo el volumen del elipsoide de confianza de los parámetros. Más adelante se dará una interpretación estadística de todos los coeficientes. Muchos de los resultados desarrollados que siguen pueden consultarse en López Fidalgo y Rodríguez Díaz (1998) y Rodríguez Díaz (2000).

Sea X el conjunto de puntos observables e $y(x)$ la observación en x . Supondremos el modelo de regresión lineal

$$y = \alpha' f(x) + \varepsilon_x, \quad E[\varepsilon_x] = 0, \quad \text{Var}[y(x)] = \sigma^2(x),$$

y $f(x) = (f_1(x), \dots, f_m(x))'$ son funciones continuas linealmente independientes. Los parámetros $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_m)'$ son desconocidos, y el principal objetivo es su estimación con la menor varianza posible. Cuando se maneja un conjunto de parámetros, la "varianza" se convierte en toda una matriz de varianzas y covarianzas, y al no existir una única manera de minimizar una matriz aparecen los distintos criterios de optimización (minimizar su determinante, su traza, sus valores propios, ...). En el caso general, el modelo será no lineal, y normalmente la manera de manejarlo será linealizarlo utilizando el desarrollo de Taylor.

Consideraremos diseños aproximados, ξ , con soporte

$$\begin{Bmatrix} x_1 & \dots & x_n \\ p_1 & \dots & p_n \end{Bmatrix}$$

finito. Esto es

donde $p_i = \xi(x_i)$ representa el peso del punto x_i . Su matriz de información será

$$M(\xi) = \sum_x f(x) f(x)' \xi(x) \sigma^2(x).$$

El conjunto de todas las matrices de información se denotará por \mathcal{M} . Una función criterio es $\phi: \mathcal{M} \rightarrow \mathbb{R} \cup \infty$ decreciente respecto al orden de Loewner de las matrices. Es decir, si ξ y μ son dos diseños y $M(\mu) \leq M(\xi)$ entonces $\phi[M(\xi)] \leq \phi[M(\mu)]$ (véase por ejemplo Atkinson y Donev (1992)). La relación \leq entre matrices se refiere al orden de Loewner, esto es, $A \leq B$ significa que $B - A$ es semidefinido positiva.

Sea M simétrica y semidefinido positiva de orden m . Entonces el polinomio característico se puede poner como

$$P_c(M) = |xI - M| = \varphi_0 x^m - \varphi_1(M) x^{m-1} + \varphi_2(M) x^{m-2} + \dots + (-1)^m \varphi_m(M),$$

donde

$$\varphi_k(M) = \sum_{i_1 < \dots < i_k} \lambda_{i_1} \dots \lambda_{i_k} \quad 1 \leq k \leq m, \\ \varphi_0(M) = 1,$$

son las funciones simétricas en los valores propios de M , $\lambda_1, \dots, \lambda_m$. Los coeficientes primero y último son precisamente $\varphi_1(M) = \text{tr}(M)$ y $\varphi_m(M) = \det(M)$, que dan lugar a los conocidos criterios de A y D-optimización:

$$\phi_A[M(\xi)] = \text{tr}[M^{-1}(\xi)]; \quad \phi_D[M(\xi)] = \log \det[M^{-1}(\xi)].$$

Definición 1: Las funciones $\varphi_1, \dots, \varphi_m$ se llaman *funciones simétricas elementales* de la matriz o *coeficientes característicos*, y la caracterizan como función lineal.

Dada una matriz $m \times m$ M , denotaremos $[M]_{i_1, \dots, i_k}$ ($1 \leq k \leq m$, $1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq m$) a la submatriz principal de M formada por los elementos situados en las filas y columnas i_1, \dots, i_k . En particular, $[M]_{1, \dots, k}$ será denotada simplemente por $[M]_k$.

En ocasiones la matriz que nos ocupa no está completamente definida, sino que depende del valor de algún parámetro. Entonces es mejor calcular los coeficientes característicos de la manera siguiente:

$$\varphi_k(M) = \sum_{i_1 < \dots < i_k} \det [M]_{i_1, \dots, i_k} \quad 1 \leq k \leq m, \quad (1)$$

puesto que éste es precisamente el coeficiente de x^{m-k} en el polinomio característico.

Todas las matrices que aparezcan de ahora en adelante se considerarán simétricas y semidefinido positivas. Nuestro interés se centra en las matrices de información, que verifican estas características, y dentro de éstas en las regulares, para evitar los casos más particulares de diseños singulares. Primeramente se hace observar que para todos los cálculos vamos a poder suponer que M es una matriz diagonal con elementos $\lambda_1, \dots, \lambda_m$, porque el polinomio característico de M es invariante por cambios de base de la forma $A^{-1}MA$, siendo A no singular. Por tanto, a partir de ahora será $M = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_m)$, donde $\lambda_1, \dots, \lambda_m$ son los valores propios de M . Por el mismo motivo se tiene la propiedad circular $\varphi_k(MN) = \varphi_k(NM)$, para cualquier matriz regular M y cualquier matriz cuadrada N .

De la misma forma, de ahora en adelante cuando se manejen varias matrices simétricas y semidefinido positivas podremos suponer que una es diagonal y el resto simétricas, ya que dada una matriz simétrica siempre existe una base ortogonal en la que diagonaliza, y que por ser ortogonal transforma matrices simétricas en simétricas y semidefinido positivas en semidefinido positivas.

Proposición 1: Se verifica

$$\varphi_k(\lambda M) = \lambda^k \varphi_k(M)$$

Demostración: Se deduce fácilmente de (1), ya que $\det[\lambda M]_{i_1, \dots, i_k} = \lambda^k \det [M]_{i_1, \dots, i_k}$

Proposición 2: Las funciones $\varphi_k(M)$ son crecientes respecto del orden de Loewner.

Demostración: Sean M y N , simétricas y semidefinido positivas, con $M \geq N$. Podemos suponer que $M = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_m)$, y $N = (n_{ij})$ simétrica. La condición $M \geq N$ implica $\lambda_i \geq n_{ii}$, para todo $i = 1, \dots, m$, y utilizando este hecho y la desigualdad de Hadamard se acaba.

Si vamos a definir criterios basados en las funciones características, será interesante previamente relacionarlos entre ellos, y ver cómo actúan sobre la matriz inversa. Existe una relación fundamental entre las funciones características aplicadas a una matriz M y a su inversa:

Proposición 3: Dada M definido positiva se verifica

$$\varphi_k(M^{-1}) = \det(M)^{-1} \varphi_{m-k}(M) \quad (2)$$

La demostración se puede obtener a partir de la definición de los coeficientes característicos, utilizando las suposiciones mencionadas anteriormente.

Observación 1: Nótese la importancia de esta sencilla relación: la inmensa mayoría de las funciones criterio actúan sobre la inversa de la matriz de información del diseño. La obtención de esta inversa en cada etapa de un proceso algorítmico se convierte en una de las tareas más costosas, computacionalmente hablando. Sin embargo, el uso de la fórmula (2) consigue evitar este engorroso cálculo. Esto se aplica a todos los coeficientes característicos, incluido el primero y muy utilizado de A-optimización. Aunque la matriz dependa de algún parámetro, las funciones $\varphi_{m-k}(M)$ no presentan problemas para su obtención, utilizando (1).

Corolario 1: Si m es par y $k = m/2$ se verifica $\varphi_k(M)/\varphi_k(M^{-1}) = \det(M)$.

Como procedimiento de recurrencia será interesante obtener $\varphi_k(M)$ a partir de $\varphi_1(M), \dots, \varphi_{k-1}(M)$. Los siguientes resultados están dirigidos a la búsqueda de dicha relación.

Lema 1: Dado k entero positivo

$$\sum_{t_1 < \dots < t_{k-j}, t \neq t_r} \lambda_{t_1} \dots \lambda_{t_{k-j}} \lambda_t^j = \sum_{i=j}^k (-1)^{i+j} \varphi_{k-i}(M) \varphi_1(M^i)$$

El resultado se puede probar por inducción descendente sobre j .

Teorema 1: Se tiene la igualdad

$$\varphi_k(M) = (1/k) \sum_{i=1, \dots, k} (-1)^{i-1} \varphi_{k-i}(M) \varphi_1(M^i) \quad (3)$$

Demostración: Usando las hipótesis habituales se puede probarse desarrollando $\varphi_{k-1}(M) \varphi_1(M)$, con lo que se obtiene $k \varphi_k(M)$ mas una parte residual, que al aplicar el Lema 1 permite llegar al resultado deseado.

Observación 2: Podría obtenerse $\varphi_k(M)$ en función de $\varphi_1(M^i)$, $i = 1, \dots, k$ sin más que aplicar la fórmula anterior recurrentemente para $\varphi_{k-1}, \varphi_{k-2}, \dots, \varphi_2$.

2.-Funciones características

Estamos interesados en la creación de nuevas funciones criterio a partir de los coeficientes característicos. Especialmente importante será su aplicación a las inversas de las matrices de información, que como ya hemos visto son proporcionales a la matriz de covarianzas de las estimaciones de los parámetros.

Definición 2: Llamaremos *funciones características* de una matriz M a los coeficientes característicos de su inversa. Esto es

$$\phi_k(M) = \phi_k(M^{-1})$$

Con el objeto de probar la convexidad de estas funciones, propiedad siempre deseable en cualquier función criterio, veremos algunos resultados previos:

Lema 2: Sean M y N matrices $m \times m$ definido positivas, y H una matriz $s \times m$ de rango s ($s \leq m$). Entonces se verifica

$$(HM^{-1}H^t)^{-1} + (HN^{-1}H^t)^{-1} \leq [H(M+N)^{-1}H^t]^{-1}$$

La demostración puede encontrarse en Pázman (1986), pg 102. En ella se utilizan varias desigualdades, entre ellas la de Schwarz.

Lema 3: La función $M \rightarrow [M^{-1}]_{i_1, \dots, i_k}^{-1}$ es cóncava, es decir, si M y N son matrices no singulares de rango m y $0 \leq \alpha \leq 1$ se cumple.

$$[(\alpha M + (1-\alpha)N)^{-1}]_{i_1, \dots, i_k}^{-1} \geq \alpha [M^{-1}]_{i_1, \dots, i_k}^{-1} + (1-\alpha) [N^{-1}]_{i_1, \dots, i_k}^{-1}$$

Demostración: Sin pérdida de generalidad podemos suponer que $(i_1, \dots, i_k) = (1, \dots, k)$. Se puede escribir $[M]_k = H M H^t$, siendo H la matriz $k \times m$ definida por $H_{i,i} = 1$, $H_{i,j} = 0$ si $i \neq j$. Se cumple entonces

$$\begin{aligned} \alpha [M^{-1}]_k^{-1} + (1-\alpha) [N^{-1}]_k^{-1} &= \alpha [H M^{-1} H^t]^{-1} + (1-\alpha) [H N^{-1} H^t]^{-1} \\ &= [H(\alpha M + (1-\alpha)N)^{-1} H^t]^{-1} \\ &\leq [H(\alpha M + (1-\alpha)N)^{-1} H^t]^{-1} = [\alpha M + (1-\alpha)N]_k^{-1} \end{aligned}$$

donde la desigualdad se deduce del Lema 2.

Teorema 2: La función criterio $\phi_k(M) = \phi_k(M^{-1})$ es convexa, $k=1, \dots, m$.

Demostración: Podemos escribir $\phi_k(M) = \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq m} \det[M^{-1}]_{i_1, \dots, i_k}$, luego basta probar que las funciones $M \rightarrow \det[M^{-1}]_{i_1, \dots, i_k}$ son convexas, y para ello es suficiente ver la log-convexidad. De nuevo podemos suponer $(i_1, \dots, i_k) = (1, \dots, k)$, y entonces

$$\begin{aligned} \log \det [(\alpha M + (1-\alpha)N)^{-1}]_k &= -\log \det [(\alpha M + (1-\alpha)N)^{-1}]_k^{-1} \\ &\leq -\log \det (\alpha [M^{-1}]_k^{-1} + (1-\alpha) [N^{-1}]_k^{-1}) \\ &\leq \alpha (-\log \det [M^{-1}]_k^{-1}) + (1-\alpha) (-\log \det [N^{-1}]_k^{-1}) \\ &= \alpha \log \det [M^{-1}]_k + (1-\alpha) \log \det [N^{-1}]_k \end{aligned}$$

con lo que se acaba. La primera desigualdad viene del Lema 3, teniendo en cuenta que el determinante conserva el orden de Loewner y el logaritmo es creciente. La segunda se deduce de la convexidad del criterio de D-optimización.

La continuidad y la diferenciabilidad de $\phi_k(M)$ son inmediatas a partir de la definición. De hecho son polinomios homogéneos en las componentes de M . Nos centraremos pues en el cálculo de su gradiente. Para ello se usará el siguiente resultado:

Proposición 5: El gradiente de $\zeta_k(M) = \phi_1(M^k)$ (M simétrica) es

$$\nabla \zeta_k(M) = k M^{k-1} \quad (4)$$

Demostración: Se obtiene

$$\partial \zeta_k(M) / \partial n_{ij} = k (M^{k-1})_{ji} = k (M^{k-1})_{ij}$$

tras separar los sumatorios de $\zeta_k(M)$ en tres casos según m_{ij} sea el primer factor, el último o uno de los centrales de cada sumando, reordenando posteriormente y utilizando la simetría de M .

Proposición 6: El gradiente de los coeficientes característicos es

$$\nabla \phi_k(M) = \sum_{j=0, \dots, k-1} (-1)^j \phi_{k-j-1}(M) M^j \quad (5)$$

Demostración: Puede probarse por inducción, utilizando (3) para poder aplicar la hipótesis de inducción, y posteriormente (4).

Teorema 3: $\phi_k(M) = \phi_k(M^{-1})$ es una función criterio diferenciable cuyo gradiente es

$$\nabla \phi_k(M) = \sum_{i=k, \dots, m} \phi_i(M^{-1}) (-M)^{i-k-1} - \sum_{i=0, \dots, k-1} \phi_i(M^{-1}) (-M)^{i-k-1} \quad (6)$$

Demostración: Utilizando (2), (5), y teniendo en cuenta que $\nabla \log \det(M) = M^{-1}$ (ver p.e. Pázman (1986) pg. 81) se obtiene la primera expresión. La segunda se consigue utilizando que

$$M^{-(m-k-1)} \sum_{i=0, \dots, m} \phi_i(M^{-1}) (-M)^{i-k-1} = \sum_{i=0, \dots, m} \phi_i(M^{-1}) (-M)^{-(m-i)} = 0,$$

puesto que se trata del polinomio característico de la matriz M^{-1} aplicado a la propia matriz.

Así se puede utilizar según convenga cualquiera de las dos fórmulas, según sea el valor de k , para minimizar el número de sumandos

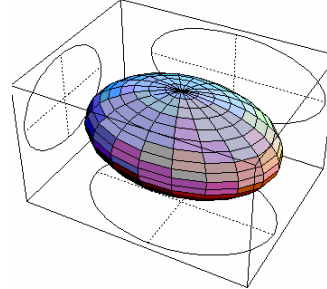
Proposición 7: Una condición necesaria y suficiente para que el diseño ξ^* sea ϕ_k -óptimo es que se verifique

$$\min \sum_{i=k, \dots, m} (-1)^{k+i-1} \phi_i[M^{-1}(\xi^*)] f^i(x) M^{k+i-1}(\xi^*) f(x) = \sum_{i=k, \dots, m} (-1)^{k+i-1} \phi_i[M^{-1}(\xi^*)] \phi_i[M^{k+i}(\xi^*)]$$

Demostración: Por el Teorema de Equivalencia la condición que ha de cumplirse es

$$\min_{x \in X} f^t(x) \nabla \phi_k[M(\xi^*)] f(x) = \text{Tr } M(\xi^*) \nabla \phi_k[M(\xi^*)],$$

que utilizando (6) conduce al enunciado.



Observación: También hay que hacer notar que se pueden considerar funciones criterio más generales basadas en estos coeficientes, como

$$\phi_{p,k}(M) = \left[\frac{1}{\binom{m}{k}} \sum_{i_1 < \dots < i_k} (\lambda_{i_1} \dots \lambda_{i_k})^{-p/k} \right]^{1/p}$$

La división se utiliza para promediar, y la raíz k -ésima para volver a las unidades de medida originales. El resto se introduce como una generalización de los conocidos criterios ϕ_p . En particular se podría expresar el criterio del determinante simplemente tomando $p=1$ y $k=m$, que es equivalente al definido, por ser \log una función creciente. Opcionalmente se podrían haber definido tomando la raíz k -ésima global, en vez de hacerlo para cada sumando. El gradiente de estos criterios generales puede obtenerse a partir de (6).

3.- Interpretación geométrica

Es un resultado conocido que las longitudes de los ejes del elipsoide de confianza de las estimaciones de los parámetros del modelo son proporcionales a las raíces cuadradas de los valores propios de la matriz de covarianzas. Supongamos que $m=3$ para poder visualizar nuestros comentarios. El volumen de dicho elipsoide resulta así proporcional al producto de sus ejes, y por tanto minimizar el producto de los valores propios significa minimizar el volumen del elipsoide (D-optimización). De la misma forma, el área exterior de la "caja" que contiene al elipsoide será la suma de los productos de los ejes tomados de dos en dos. Así el criterio ϕ_2 minimiza un cierto promedio de las áreas de las proyecciones del elipsoide sobre los tres planos canónicos. Además, estas proyecciones pueden verse como las regiones de confianza de las estimaciones de los distintos pares de parámetros, y el diseño ϕ_2 -óptimo como el que minimiza el promedio de las áreas de todas estas regiones de confianza. En general, el diseño ϕ_k -óptimo minimizaría así el promedio de las regiones de confianza de los estimadores de k parámetros del

modelo. Una representación de esta idea para $m=3$ se puede ver en la *Figura 1*.

Figura 1: Interpretación geométrica de los criterios característicos

4.-Cálculo de diseños óptimos característicos

A continuación se expondrán brevemente los principales resultados obtenidos a la hora de calcular los diseños óptimos respecto de los nuevos criterios, para algunos de los modelos más utilizados. Para un desarrollo más profundo del tema pueden consultarse Rodríguez Díaz y López Fidalgo (2000) y Rodríguez Díaz (2000).

Las propiedades que se han visto para los criterios característicos, así como la obtención explícita de su gradiente, hacen posible la aplicación de los métodos tradicionales para la obtención de los diseños óptimos. Aquí se va a emplear el algoritmo general, en el que una vez elegido el modelo y el intervalo de diseño se siguen los pasos

- 1.- Se toma como diseño inicial cualquier ξ_0 tal que $M(\xi_0) \neq 0$, siendo $M(\xi_0)$ la matriz de información del diseño
- 2.- En cada etapa se modifica el diseño anterior, de la forma siguiente

$$\xi_{n+1} = (1 - \beta_n) \xi_n + \beta_n \xi_{x_n}$$

donde los β_n tienen que cumplir las condiciones

$\beta_n \in (0,1)$, $\sum_{n=0, \dots, \infty} \beta_n = \infty$, $\lim_{n \rightarrow \infty} \beta_n = 0$ y x_n es el punto donde se alcanza el máximo de la función

$$x \in X \rightarrow f'(x) \nabla \phi[M(\xi_n)] f(x).$$

Se ha aplicado a distintos modelos, como son el polinómico y el compartimental. Para el primero se han examinado modelos de distintos grados, y se han calculado las eficiencias de los óptimos obtenidos. Como ilustración de las principales conclusiones que se pueden extraer se comentarán los resultados para el modelo polinómico ($m=3$):

k	ϕ_k -óptimos para el modelo cúbico				Eficiencias respecto de			
	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4
1	-1 (.15)	-0.464 (.35)	0.464 (.35)	1 (.15)		98.9	96.1	91.7
2	-1 (.173)	-0.424 (.327)	0.424 (.327)	1 (.173)	99.2		98.5	95.0
3	-1 (.215)	-0.435 (.285)	0.435 (.285)	1 (.215)	97.9	98.8		99.0
4	-1 (.25)	-0.447 (.25)	0.447 (.25)	1 (.25)	96.1	96.0	99.0	

Resulta evidente la simetría de los óptimos, y el hecho de que el soporte tenga tantos puntos como parámetros el modelo. Además, puede observarse una suave transición entre el A-óptimo ($k=1$) y el D-óptimo ($k=m=4$) a través de

los criterios intermedios, tanto en los puntos soporte como en los pesos. Esta notable relación puede apreciarse en la *Figura 2*, en la que se han representado verticalmente los A-óptimos para distintos grados, con el diámetro de cada punto

proporcional a su peso. Respecto de las eficiencias hay que destacar que los diseños más eficientes globalmente parecen corresponderse con los valores altos de k . Sin embargo, el mejor conjuntamente no es el último, sino el anterior, que mantiene una eficiencia de prácticamente el 98% para todos los criterios. Lo mismo puede decirse para distintos grados del modelo polinómico. Otros modelos se comportan de manera muy similar.

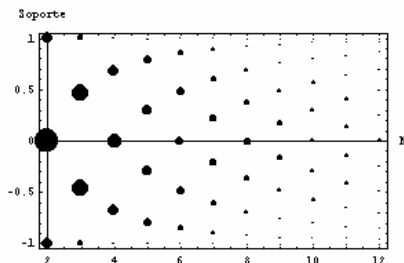


Figura 2: A-óptimos para los modelos polinómicos de grados 2 a 12

La evidente relación existente entre los A-óptimos en la Figura 2 invita a tratar de extrapolar las curvas para obtener (al menos) los soportes de los diseños A-óptimos para grados superiores. Utilizando regresiones lineales y no lineales se obtuvieron los modelos

$$x_{1,i} = \pm [1 - (2i/n)^{c(i)}], \quad x_{2,i} = \pm [1 - (2i/n)^{n^d(i)}],$$

$$i = 1, \dots, [n/2],$$

con

$$c(i) = 1.741 - 0.0297 i, \quad d(i) = 0.325 - 0.03 i$$

Finalmente, para compensar las ligeras desviaciones de ambos, se optó por combinarlos de la forma

$$\alpha x_{1,i} + (1 - \alpha) x_{2,i}$$

para lograr mejores resultados. Para completar los diseños, se calcularon los pesos óptimos con el método dado por Pukelsheim y Torsney (1991), obteniéndose unos diseños notablemente eficientes, más incluso que los correspondientes al soporte aproximado del arcoseno, propuesto por Fedorov (1972). Similares resultados se obtienen para el resto de los criterios, incluido D-optimización.

5.- Bibliografía

Atkinson A.C. y Donev A.N. (1992). *Optimum Experimental Designs*. Oxford Science Publications, New York.

Fedorov V.V. (1972). *Theory of optimal experiments*. Academic Press, New York.

López Fidalgo J. y Rodríguez Díaz J.M. (1998). Characteristic Polynomial Criteria in Optimal Experimental Design, *MODA 5. Advanced in Model-Oriented Data Analysis and Experimental Design*, Springer-Verlag, 31-38.

Pázman A. (1986). *Foundations of Optimum Experimental Design*. D. Reidel publishing company, Dordrecht.

Pukelsheim, F. y Torsney, B. (1991). Optimal Weights for Experimental Designs on Linearly Independent Support Points, *The Annals of Statistics*, 19(3), 1614-1625.

Rodríguez Díaz J.M., 2000. *Tesis Doctoral*. Universidad de Salamanca.

Rodríguez Díaz J.M. y López Fidalgo J. (2000). Optimal Characteristic Designs for Polynomial Models, *Optimum Design 2000*. Atkinson, Zhigljavsky and Bogacka (Eds.). Kluwert. Cardiff, 2000, 123-130.

SELECCIÓN DE RECURSOS EN INTERNET PARA LA ENSEÑANZA –APRENDIZAJE DE LA ESTADÍSTICA

Roberto Behar Gutiérrez, Universidad del Valle. Cali, Colombia y Pere Grima Cintas, Universitat Politècnica de Catalunya

Internet ofrece una enorme cantidad de material que puede resultar de gran utilidad a profesores y estudiantes de estadística. Pero la expresión “enorme cantidad” no sólo tiene connotaciones positivas, entre material realmente interesante, también hay mucho irrelevante o, cuanto menos, reiterativo, que obliga a perder mucho tiempo intentando separar el grano de la paja.

El trabajo que aquí presentamos, y en el que también ha participado la estudiante Judit Giné, pretende ofrecer una destilación de los sitios más interesantes que hemos encontrado en la red, después de una búsqueda que si bien no podemos decir que ha sido exhaustiva, sí podemos afirmar que le hemos dedicado muchas más horas de las que una razonable administración de nuestro tiempo habría aconsejado.

Nos hemos propuesto que la lista no sea demasiado larga, evitando colocar direcciones con un contenido que ya esté incluido en otras que se presentan. Las direcciones están divididas en 4 apartados: Portales (5 direcciones), Applets (27), “Libros” (3) y Otros (Bases de datos, 1, e historia, 2). Para orientar al posible usuario, cada dirección se presenta comentada y valorada en una escala de 1 a 5 estrellas. Como se puede ver, los applets son los que ocupan la mayor parte. Pensamos que la aportación más importante del entorno que supone el uso del ordenador e internet es el poder utilizar estos programas que permiten simular con mucha facilidad y así comprender mejor algunos conceptos no siempre fáciles de asimilar.

Seguramente hay sitios interesantes que se nos pasado por alto, y la lista se podría mejorar, lo cual no necesariamente significa alargar. En cualquier caso, está claro que una lista como esta, para que siga siendo útil debe cuidarse y mantenerse, y probablemente la única forma de hacerlo con eficacia es con la ayuda y colaboración de un gran número de personas.

1. PORTALES

<http://www.maths.uq.edu.au/~gks/webguide>
Statistical Science Web, University of Queensland (Australia)

El mejor de los que conocemos. Muy completo y muy bien organizado. (****)

<http://www.stat.ufl.edu/vlib/statistics.html>
Departamento de Estadística, Universidad de Florida (USA)

Lista con “links” muy completa, aunque adolece de falta de un menú general que facilite la navegación por la hoja. (***)

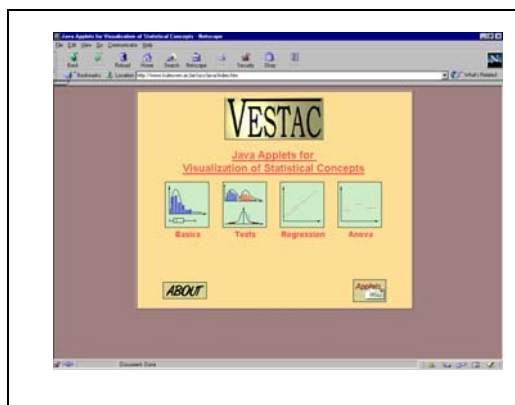
<http://noppa5.pc.helsinki.fi/links.html#osdm>
Juha Puranen; Department of Statistics; University of Helsinki

Lista “superexhaustiva” de sitios relacionados con la enseñanza de la estadística. Parece que aquí está prácticamente todo, aunque se podría mejorar un poco la visualización del índice. (****)

<http://www.bioss.sari.ac.uk/~mike/webtra.htm>
Mike Talbot, BioSS (Biomathematics & Statistics Scotland)

Lista también muy amplia, similar a la anterior. (***)

<http://www.kuleuven.ac.be/ucs/java/index.htm>
Stefan Michiels, Bert Raeymaekers; Katholieke Universiteit Leuven, Bélgica



Página de acceso a un buen conjunto de applets, a los que no se puede acceder directamente sin pasar por aquí. Algunos son muy buenos y están citados más adelante. (****)

2. APPLETS

2.1 Estadística descriptiva

http://www.ruf.rice.edu/~lane/stat_sim/descriptive/index.html
David Lane, Rice University, Texas (USA)

Permite ir modificando la forma de un histograma de una manera muy sencilla (usando el ratón) y automáticamente van cambiando las medidas de síntesis numérica de datos asociadas al mismo. (**)

<http://www.stat.sc.edu/~west/javahtml/Histogram.html>
R. Webster West; Department of Statistics University of South Carolina (USA)

Muestra como varía la forma de un histograma al variar la anchura de los intervalos. Funciona rápido. (**)

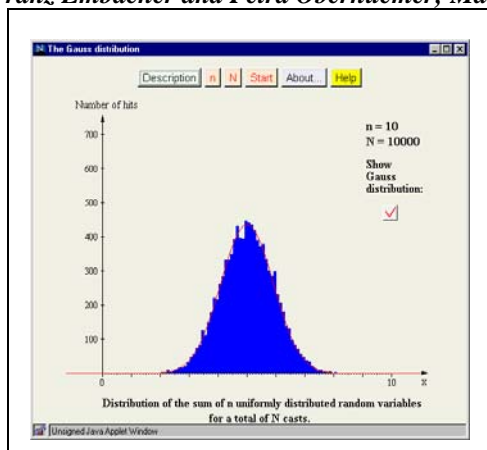
<http://www.kuleuven.ac.be/ucs/java/index.htm> (Entrada a través de la página “VESTAC”. Ver portales) *Stefan Michiels, Bert Raeymaekers; Katholieke Universiteit Leuven, Bélgica*

Se va viendo como evoluciona el histograma (hasta representar 1000 observaciones de una Normal) y a la vez el boxplot de los datos. Al final se pueden comparar las formas de ambos gráficos. (****)

2.2 Distribución Normal

<http://www.univie.ac.at/future.media/moe/galerie/wstat1/wstat1.html>

Franz Embacher and Petra Oberhumer; Maths Online.



Presenta la Normal como una suma de Uniformes. Se puede seleccionar el número de sumandos (n). Si $n=1$ se obtiene una distribución uniforme, a medida que aumenta n cada vez se tiene una distribución que se parece más a la Normal. Muy bueno para reflexionar sobre el por qué la variabilidad aleatoria (****)

<http://www.tat.stanford.edu/~naras/jsm/NormalDensity/NormalDensity.html>

Balasubramanian Narasimhan; Stanford University, Department of Statistics

Muestra como cambia la forma de la distribución normal al cambiar μ o σ . También muestra las áreas en ± 1 , 2 y 3σ . (**)

<http://psych.colorado.edu/~mcclella/java/normal/handleNormal.html>

From the section "Working with the Normal Distribution" in *Seeing Statistics* by Gary McClelland. © 1999, Duxbury Press

Muestra las probabilidades bajo la zona sombreada de la campana. Lo más interesante es que se pueden cambiar muy fácilmente los límites de esta zona utilizando el ratón. (**)

2.3 Distribución binomial

http://www.ruf.rice.edu/~lane/stat_sim/normal_approx/index.html

David Lane, Rice University, Texas (USA)

Muestra una distribución binomial con parámetros que se pueden elegir y la compara con la distribución Normal. También calcula las probabilidades para un intervalo y las compara con la aproximación Normal. (***)

2.4 Distribución t de Student

<http://www-stat.stanford.edu/~naras/jsm/TDensity/TDensity.html#eqformula>

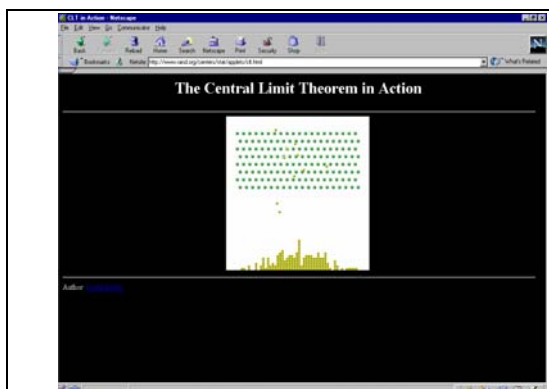
Balasubramanian Narasimhan; Stanford University, Department of Statistics

Compara la distribución $N(0,1)$ con la t de Student con grados de libertad a elegir. (**)

2.5 Distribución de la media muestral

<http://www.rand.org/centers/stat/applets/clt.html>

David Krider, RAND Statistics Group, California (USA)



Simula el funcionamiento del Quincunx. De todos los que hemos visto (hay varios) es el más realista. (***)

http://www.ruf.rice.edu/~lane/stat_sim/sampling_dist/index.html

David Lane, Rice University, Texas (USA)

Simula la extracción de muestras de una población (normal, uniforme, y otras variantes), y va construyendo histogramas con los valores de las medias de las muestras. Muy bien logrado. (****)

<http://www.stat.sc.edu/~west/javahtml/CLT.html>

R. Webster West; Department of Statistics, University of South Carolina (USA)

Construye un histograma con el valor obtenido al lanzar un dado, o con la media al lanzar 2, 3, 4, y 5. Correcto (***)

<http://www.grad.cgs.edu/wise/sdmmod/sdm.html>

Web Interface for Statistics Education (WISE) Project;

Claremont College (USA)

Muestra la distribución de la media muestral para ciertos tipos de población. Simula la extracción de muestras y dibuja histogramas que permiten comparar como se parece la distribución obtenida por simulación con la teórica prevista. Los dibujos y el texto son un poco pequeños. (**)

<http://arbitrage.byu.edu/sample.html>

Craig Merrill; Brigham Young University

Se compara como evoluciona el histograma y la media de una muestra (\bar{X}) a media que se le van añadiendo nuevas observaciones. Se compara \bar{X} con μ para constatar que las diferencias tienden a reducirse al aumentar el tamaño de la muestra (n). También se ve que la variabilidad de \bar{X} disminuye al aumentar n. Tiene interés (***)

2.6 Intervalos de confianza

http://www.math.csusb.edu/faculty/stanton/m262/confidence_means/confidence_means.html

Charles Stanton, California State University San Bernardino

Simula intervalos de confianza para $\alpha=0,1; 0,05; 0,01$. Correcto, aunque no se puede cambiar el tamaño de muestra (siempre es 20) ni cuenta cuantas veces se “caza” μ . (***)

<http://www.stat.sc.edu/~west/javahtml/ConfidenceInterval.html>

R. Webster West, Dept. of Statistics, Univ. of South Carolina
Calcula intervalos de confianza para μ a partir de muestras generadas de una $N(0,1)$. Permite cambiar de manera fácil el valor de α y cuenta los intervalos que no incluyen μ , acumulando los valores si se repite la operación. Dados unos intervalos, se puede ir cambiando α y se observa como al aumentar este los intervalos se hacen más pequeños y a alguno se le escapa μ . (****)

2.7 Pruebas de hipótesis

http://www.grad.cgs.edu/wise/hypothesis/hypoth_applet.html

Claremont Graduate University's WISE Project

Dibuja la población de la H_0 y otra de la que se extraerán muestras. Simula y representa la extracción de muestras y presenta los resultados del contraste de hipótesis. No lleva instrucciones aunque se entiende después de hacer unas pruebas. Interesante (***)

http://www.grad.cgs.edu/wise/power/power_applet.html

Claremont Graduate University's WISE Project



Muy similar al anterior, incluyendo además, la potencia de la prueba. Es muy fácil mover la diferencia entre poblaciones o los valores de n o la potencia de la prueba utilizando el ratón. (***)

<http://www.math.csusb.edu/faculty/stanton/m262/proportions/proportions.html>
 Chuck Stanton; Dpt. Of Mathematics, California State University, San Bernardino
 Simula muestras con un porcentaje de 'defectos' que puede ser igual o distinto al de la hipótesis nula. Se puede contar el número de veces que se rechazaría H_0 en función del valor de α y del tipo de hipótesis alternativa. (***)

2.8 Coeficiente de correlación

<http://www.stat.uiuc.edu/~stat100/java/guess//GCApplet.html>
 CUWU computer program. Copyright © 1997 by John Marden under the Gnu GPL
 Genera 4 diagramas bivariantes con coeficientes de correlación aleatorios y plantea de juego de intentar adivinar cual es el coeficiente que corresponde a cada uno. También se pueden generar los diagramas con coeficientes de correlación impuestos. (**)

<http://www.duxbury.com/authors/mcclellandg/tiein/johnson/correlation.htm>
 The above applet is from the chapter "Correlation and Regression" in Seeing Statistics by Gary McClelland. © 1999, Duxbury Press.

De una forma muy fácil se cambia la disposición de los puntos en un diagrama bivalente y se ve como va cambiando el coeficiente de correlación. (**)

2.9 Regresión

<http://www.ee.ndsu.nodak.edu/~phaniraj/java/regression/regression.html>
 V. Phaniraj, antiguo miembro de North Dakota State University



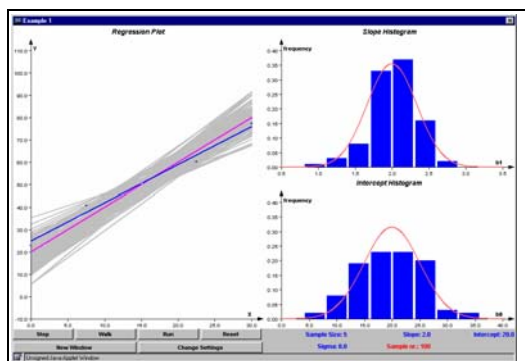
Permite colocar, mover o borrar puntos en un diagrama e ir viendo como va variando la recta ajustada. Se pueden elegir varios métodos de ajuste. Muy interesante. (***)

<http://www.stat.sc.edu/~west/javahtml/Regression.html>
 R. Webster West, Dept. of Statistics, Univ. of South Carolina
 Muestra como cambia la recta ajustada al añadir un nuevo punto. (***)

<http://www.duxbury.com/authors/mcclellandg/tiein/johnson/reg.htm>
 From the chapter "Correlation and Regression" in Seeing Statistics by Gary McClelland.
 © 1999, Duxbury Press.

Al girar la recta (siempre pasa por \bar{x}, \bar{y}) muestra de una forma gráfica muy clara como va cambiando la suma de los cuadrados de los residuos y el valor de R^2 . Sencillo pero interesante. (***)

<http://www.kuleuven.ac.be/ucs/java/index.htm> (Entrada a través de la página "VESTAC". Ver portales) Stefan Michiels, Bert Raeymaekers; Katholieke Universiteit Leuven, Bélgica



Genera puntos a partir de un modelo y los ajusta a una recta. La superposición de las rectas permite apreciar la forma de las bandas de confianza. Asimismo, va construyendo histogramas para los valores obtenidos de b_0 y b_1 . Muy instructivo (****)

<http://www.math.csusb.edu/faculty/stanton/m262/regress/regress.html>
 Charles Stanton, California State University San Bernardino
 Al añadir puntos va cambiando la recta ajustada. También permite ir viendo la evolución de los residuos. (***)

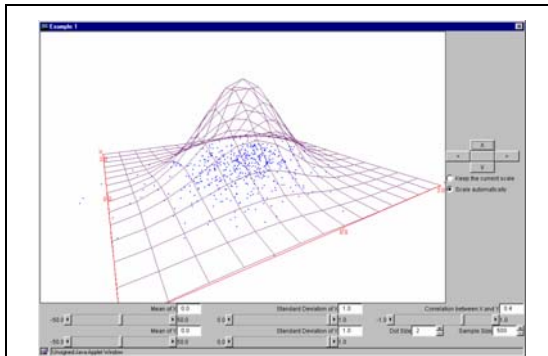
http://www.ruf.rice.edu/~lane/stat_sim/reg_by_eye/index.html

David Lane, Rice University, Texas, USA

Presenta una nube de puntos a la que hay que ajustar a una recta a ojo. También se puede intentar acertar el valor de r (entre 5 propuestos). Finalmente se puede comparar el ajuste propuesto con el obtenido por mínimos cuadrados. (★★)

2.10 Ley Normal bivalente

<http://www.kuleuven.ac.be/ucs/java/index.htm> (Entrada a través de la página "VESTAC". Ver portales) Stefan Michiels, Bert Raeymaekers; Katholieke Universiteit Leuven, Bélgica



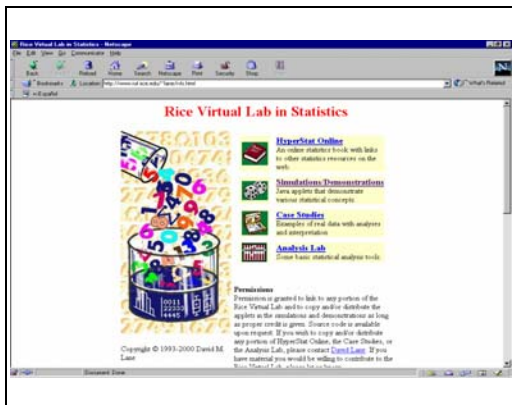
Excelente representación de la ley Normal bivalente. Pueden cambiarse, entre otras cosas, el punto de vista y el coeficiente de correlación. La nube de puntos en el plano XY permite aclarar ideas. (★★★★)

3. "LIBROS"

<http://www.math.uah.edu/stat/>
Kyle Siegrist, Department of Mathematical Sciences, University of Alabama in Huntsville

Excelente texto (el mejor de los vistos). Hace un buen uso de las posibilidades del entorno interactivo. Lo mejor son los ejercicios, algunos de los cuales incluyen applets o programas de simulación (a los que no se puede acceder directamente sin pasar por los ejercicios). Vale la pena darle un vistazo. (★★★★★)

<http://www.ruf.rice.edu/~lane/rvls.html>
David Lane, Rice University, Texas (USA)



Mejor presentado que el anterior, también es un buen ejemplo de las posibilidades de un libro de texto en la red. Especialmente interesante es que cada tema está acompañado de una ventana que indica otros lugares de la red con información relacionada. (★★★★)

<http://www.anu.edu.au/nceph/surfstat/surfstat-home/surfstat.html>

Annette Dobson et al. University of Newcastle, Australia. Buen texto, bien organizado y con explicaciones claras. No hace tanto uso como los anteriores de la simulación y las posibilidades del entorno. Incluye ejercicios de autoevaluación. (★★★)

4. OTROS

4.1 Fuentes de datos

<http://lib.stat.cmu.edu/DASL/DataArchive.html>
Data and Story Library (DASL) Project. Cornell University (USA)

Conjuntos de datos, extraídos fundamentalmente de libros y revistas, comentados y con una presentación muy bien organizada. Se pueden buscar por método estadístico a usar o por ámbito de aplicación. Como punto débil se puede decir que en general da la sensación de que los conjuntos de datos son bastante sencillos y no dan para mucho juego (★★★).

4.2 Historia

<http://www-history.mcs.st-and.ac.uk/~history>
School of Mathematics and Statistics; University of St Andrews Scotland

¿Dónde nació Gosset?, ¿Entre qué años vivió Gauss?. ¿Qué aspecto tenía Fisher?. Biografía, fotos, citas, referencias,... de una gran lista de matemáticos entre los que figuran los estadísticos más conocidos, aunque no aparecen algunos relevantes contemporáneos como Box o Rao. (★★★★★)

<http://www.york.ac.uk/depts/math/histstat/people/welcome.htm>

University of York, Department of Mathematics

Aquí sí se pueden encontrar a Box y Rao, pero en general la calidad no es tan buena como en el anterior. Sólo hay que usar este si no se encuentra lo que se busca en el anterior. (★★★)

Noticias

INFORMACION INE

Mercedes Manjavacas (INE)

Publicaciones editadas por el INE, durante el mes de Octubre de 2000:

El Directorio Central de Empresas (DIRCE). Resultados Estadísticos 2000. Publicación electrónica. Precio: 2.119 ptas.

El Directorio Central de Empresas (DIRCE). Resultados Estadísticos 2000. Tomo II. Datos de Locales. 406 págs. Precio: 6.000 ptas.

Boletín Trimestral de Coyuntura número 77. Septiembre de 2000. 322 págs. Precio: 3.500 ptas.

Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios. Resultados Estadísticos 1999. 358 págs. Precio: 3.100 ptas.

Contabilidad Regional de España. Base 1995. Serie 1995-1999. 194 págs. Precio: 2.100 ptas. Publicación electrónica: 2.342 ptas.

Ultimas cifras 9/00 Tarifa Gratuita.

Encuesta de Población Activa. Encuesta de Migraciones 1999. 156 págs. Precio: 1.900 ptas.

Encuesta de Población Activa. Principales Resultados. Segundo trimestre de 2000. 144 págs. Precio: 1.375 ptas.

Boletín Mensual de Estadística. Número 104-105. Agosto-Septiembre de 2000. Con publicación electrónica. 330 págs. Precio: 2.400 ptas.

Encuesta Industrial de Productos 1999. 380 págs. Precio: 2.600 ptas. Cd-Rom. Precio: 1.534 ptas.

Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios. Segundo trimestre de 2000. Publicación electrónica. Precio: 781 ptas.

Encuesta de Población Activa. Resultados Detallados, Segundo trimestre de 2000. Publicación electrónica. Precio: 4.797 ptas.

Estadísticas de Medio Ambiente. Encuesta sobre la Recogida y Tratamiento de Residuos Sólidos Urbanos. 182 págs. Precio: 1.600 ptas.

Publicaciones editadas por el INE, durante el mes de noviembre de 2000

Encuesta anual de Servicios 1998: Turismo, Transporte de Viajeros, Sociedad de la información, Servicios prestados a empresas y Servicios prestados a la comunidad. 240 págs. Precio: 2.100 ptas.

Encuesta de Población Activa. Principales Resultados. Tercer trimestre de 2000. Publicación electrónica. Precio: 1.283 ptas.

Encuesta de Población Activa 2001. Descripción de la encuesta, definiciones e instrucciones para la cumplimentación del cuestionario, 138 págs. Precio: 1.150 ptas.

Boletín Mensual de Estadística. Número 106. Octubre de 2000. Con publicación electrónica. 330 págs. Precio: 2.400 ptas.

Ultimas cifras 10/00. Tarifa Gratuita.

Panel de Hogares de la Unión Europea. Principales Resultados 1996. Publicación electrónica. Precio: 2.900 ptas.

Encuesta Industrial de Empresas 1999. Publicación electrónica. Precio: 1.283 ptas.

Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud 1999. Avance de Resultados. Datos básicos. 32 págs. Precio: 300 ptas.

Publicaciones editadas por el INE en

mes de Diciembre

Ultimas cifras 11/00. Publicación gratuita.

Boletín Mensual de Estadística, Número 107. Noviembre de 2000. Con publicación electrónica. 330 págs. Precio: 2.677 ptas.

Contabilidad Regional de España. Base 1995 (CRE-95). Serie 1995-1999. 195 págs. Precio: 2.100 ptas.

Encuesta de Población Activa. Tercer trimestre de 2000. 121 págs. Precio: 1.375 ptas.

Encuesta de Población Activa. Resultados detallados. Tercer Trimestre de 2000. Publicación electrónica. PC AXIS. Precio: 4.797 ptas.

Encuesta anual de Servicios 1998. Publicación electrónica PC-AXIS. Precio: 2.342 ptas.

Proyectos Estadísticos I+D.

El INE va a participar como socio en dos proyectos del 5º Programa Marco dentro del apartado IST (Information Society Technology), donde se incluyen los programas de Investigación y Desarrollo en estadística oficial.

Uno de los proyectos se denomina EURAREA. El objetivo del mismo es el estudio de las técnicas de estimación en áreas pequeñas, tema de interés para el INE, pues bajo determinadas circunstancias va a permitir tabulaciones para zonas geográficas para las que no se pueden obtener estimaciones basadas en el muestreo utilizado. Además, este tema es de sumo interés para la Comisión, pues dará la posibilidad de obtener indicadores sociales de la nueva economía para unidades territoriales más pequeñas de la provincia.

El otro proyecto denominado CASC tiene como objetivo la mejora e

investigación de nuevas herramientas de protección de microdatos y datos tabulares. El resultado será la implementación de un nuevo software.

El INE, en este proyecto, será responsable de evaluar y validar cada uno de los nuevos métodos implementados tanto para microdatos como para datos tabulares. Se realizará un estudio inicial comparativo de los métodos en relación con la pérdida de información y la calidad de los datos.

DIRECCIONES DEL INE DE ATENCION AL PUBLICO

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

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

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

BIBLIOTECA Tfno: 91.583.94.10

EURO AWARD

EXCELLENCE IN PRACTICE 2001

Rotterdam, July 9-11 2001

Call for Papers

At the EURO 2001 Conference in Rotterdam, July 9-11 2001, the EURO "Excellence in Practice Award" will be conferred to the best paper describing an application of Operations Research in practice. The prize, which is a distinct honour, consists of

a certificate of excellence in OR practice for both the author(s) and the organisation concerned
endowments of CHF 5000.

The prize is subject to the following conditions

The paper has not been submitted concurrently to another competition.
The paper is not yet published.

The Jury selects a short-list of finalist papers which will be submitted to a

feature issue of EJOR guest-edited by the chairman of the Jury

The finalist papers will be presented at the EURO Conference in Rotterdam in a special session.

The conference fees of the authors of the finalist papers will be waived.
The winner of the prize will be determined by the Jury after the presentation of the finalist papers and announced at the closing session.

Criteria for the evaluation of the papers are

the scientific quality of the paper
the relevance to Operations Research
the originality in methodology, implementation and/or field of application

the real impact to practice
the appreciation by the organisation involved with the application.

Important Dates

March 1, 2001: deadline for submitting papers

May 1, 2001: announcement of finalist papers

July 9-11, 2001: EURO Conference Rotterdam

Authors are invited to submit papers in electronic form to the Chairman of the Jury:

Prof. Dr. Bernhard Fleischman
University of Augsburg, Germany,
Dept. of Production and Logistics
Universitätsstr. 16, D-86135 Augsburg
Tel: +49-821-598-4044
Fax: +49-821-598-4215
E-mail:
bernhard.fleischmann@wiso.uni-augsburg.de

EURO SUMMER INSTITUTE (ESI) XIX. TOULOUSE, FRANCE
Decision Analysis and Artificial Intelligence

Toulouse, 9-22 September 2001

Scope

In recent years more and more researchers in the field of decision analysis and artificial intelligence

realised they work on common, parallel or similar subjects. Issues such as: planning under uncertainty, qualitative models of decision making, distributed decision making, automated decision making, preference modelling, ordinal structures, rational and autonomous agents, learning, are now in the center of both theoretical and applied research of both disciplines. The ESI XIX welcomes contributions from both areas on these subjects.

EURO Summer and Winter Institutes (ESWI) are organised to encourage good social and working relationships among promising young OR scientists in Europe. One important purpose of a EURO Institute is to establish a network of promising young researchers (normally aged 25-35) who will continue to work together in future, e.g. as a working group. The participation is limited to a group of about 25. Participation is an honour and a person can be a participant in an ESWI only once in her/his career. Applicants should submit an unpublished paper within the theme of the Institute together with their curriculum vitae to their National OR Society. Each National Society of EURO will then select one (eventually two) candidate(s) and submit the information to the chairperson of ESI XVIII. The scientific committee will make the final choice of the participants.

Activities

At the Institute there will be lectures given by invited speakers, but the main emphasis will be on the participants' presentations and on the discussion about the papers. A special issue of EJOR (European Journal of Operational Research) will be prepared based on papers presented at the Institute. EURO considers the social activities to be most important for the success of the ESI, since it is through these activities that friendships can develop and a scientific network can be established for co-operation in the future. For this purpose, the organisers of this French ESI will prepare a varied social program.

Location and expenses

ESI XIX will take place in Toulouse, a lovely town in the South West of

France, at the Campus of Université Paul Sabatier. The cost of stay at the ESI (scientific programme, accommodation, meals, and social activities) is covered by EURO and other sponsors. The participants will have to cover the costs of travel expenses to Toulouse. However, EURO encourages the National OR Societies to give support to their participants to cover these costs.

Schedule

Deadline for submission of papers to the National Societies (two copies in english): 15 March 2001. Papers should be sent to:

BLAS PELEGRIN PELEGRIN

Departamento de Estadística e I.O., Facultad de Matemáticas, Universidad de Murcia (campus de espinardo). 30071.-Espinardo (Murcia), e-mail: pelegrin@fcu.um.es

Deadline for submission of information about the candidates by the National OR Societies to ESI: 31 March, 2001.

Announcement of selected participants by the Scientific Committee of ESI: 30 April, 2001.

NOMBRAMIENTO DE ACADÉMICO NUMERARIO DE LA REAL ACADEMIA DE DOCTORES

Francisco Javier Quintana

El Profesor D. Sixto Ríos Insua, Catedrático de la Universidad Politécnica de Madrid, en sesión de 13 de Diciembre de 2000 ha sido nombrado Académico Numerario electo de la Sección de Ciencias de la Real Academia de Doctores.

Reciba el nuevo Académico la felicitación de toda la comunidad que de una y otra forma se dedica a la Estadística y/o a la Investigación Operativa.

TESIS DOCTORALES LEÍDAS EN ESTADÍSTICA E INVESTIGACIÓN OPERATIVA

*** DEA: Medidas de Eficiencia Generalizadas y Detección de Observaciones Influyentes**

AUTOR: José Luis Ruiz Gómez; DIRECTOR: Jesús T. Pastor Ciurana; FECHA DE LECTURA: 28 de Julio de 2000; Departamento de Estadística y Matemática Aplicada, Universidad Miguel Hernández. RESUMEN: El tema básico de esta memoria es la evaluación de eficiencia con modelos DEA. Concretamente, hemos abordado dicho problema desde dos puntos de vista diferentes pero estrechamente relacionados: la definición de nuevas medidas de eficiencia y el desarrollo de técnicas para la detección de las observaciones influyentes presentes en un análisis de eficiencia.

En la primera parte, titulada **Medidas de Eficiencia Generalizadas en DEA**, nuestro objetivo es la definición de nuevas medidas de eficiencia que, atendiendo a determinados criterios, mejoren a las que vienen siendo utilizadas habitualmente. En particular, las medidas de eficiencia generalizadas (GEMs) presentan como ventajas sobre las medidas radiales clásicas la posibilidad de identificar unidades eficientes en el sentido de Pareto-Koopmans y el hecho de que proporcionan un escalar que recoge todas las fuentes de ineficiencia, tanto radial como no radial. Además, éstas deberán satisfacer ciertas propiedades deseables.

En esta memoria nos hemos centrado en medidas de eficiencia técnica no orientadas obtenidas en el entorno de una tecnología de referencia de tipo DEA clásica. En el capítulo 3, definimos *Una Nueva Medida de Eficiencia Técnica no Orientada de Tipo Russell*. En primer lugar, nos ocupamos de los aspectos computacionales relacionados con el cálculo de la medida propuesta, así como de las consideraciones de tipo interpretativo. Posteriormente, llevamos a cabo un estudio detallado sobre las propiedades que satisface esta nueva medida; esto, a su vez, nos permitirá comparar su comportamiento con el de otras medidas de eficiencia generalizadas, especialmente con la medida de Russell clásica. En la parte

final del capítulo, consideramos brevemente las dos siguientes modificaciones del planteamiento inicial: el estudio del comportamiento de nuestra medida en otra tecnología diferente como es el FDH y la extensión del uso de los "ratios" para la definición de medidas alternativas que incorporen información relativa a precios y costos.

La segunda parte de la memoria, titulada **Detección de Observaciones Influyentes en DEA**, se ha dedicado al análisis de influencia en el contexto de la evaluación de eficiencia. En DEA, los riesgos que supone la presencia de observaciones influyentes en la muestra cobran una especial relevancia debido al carácter determinístico de la frontera respecto de la que se calculan las medidas de eficiencia. Éste es un hecho extensamente reconocido, si bien sólo existen unas pocas técnicas de detección de observaciones influyentes en modelos de fronteras de producción.

El objetivo básico es ahora la definición de nuevas medidas de la influencia que ejercen las unidades eficientes sobre la eficiencia de las restantes unidades. En el capítulo 5, *Detección de Observaciones Influyentes en Modelos DEA Radiales*, abordamos el análisis de influencia relativo a la evaluación de la eficiencia realizada con modelos DEA de tipo radial. En primer lugar, definimos una medida de la influencia de una unidad eficiente en la eficiencia de cualquier otra unidad de la muestra. Para esta unidad eficiente, dicha medida se calculará para cada una de las restantes unidades, obteniéndose así una muestra de valores que nos informan sobre la influencia de la mencionada unidad. El análisis de influencia se completará con la obtención de tantas muestras como unidades consideradas potencialmente influyentes. Las técnicas de detección que proponemos se basan en el uso de métodos descriptivos, tanto numéricos como gráficos, que tienen como objetivo la síntesis de la información proporcionada por las muestras. Finalmente, con su aplicación se persigue la obtención de una clasificación de las observaciones que han sido detectadas como influyentes

en la que se especifique el orden en el que dichas unidades deben ser inspeccionadas con objeto de determinar si están contaminadas o no por errores en sus datos.

Siguiendo un esquema similar, en el capítulo 6, *Detección de Observaciones Influyentes en Modelos DEA no Radiales*, proponemos algunas técnicas de detección de observaciones influyentes para el caso en que la eficiencia se evalúe con modelos DEA de tipo no radial. El tratamiento de este problema en este nuevo contexto resulta más complicado como consecuencia del uso de distancias del tipo L_1 para la evaluación de eficiencia. A diferencia de lo que ocurre con los modelos radiales, en la evaluación de eficiencia con un modelo no radial una unidad puede seguir distintos caminos hasta alcanzar su proyección sobre la frontera eficiente, y esta situación puede agudizarse si dicha unidad tiene asociada más de una proyección sobre la frontera, lo que puede suceder si se presentan óptimos alternativos al resolver el modelo DEA utilizado. En cualquier caso, la técnica de detección que proponemos permite soslayar tales inconvenientes mediante la utilización de una medida de influencia que se obtiene como el valor óptimo de un problema de programación lineal de características similares a las del modelo DEA utilizado en la evaluación de eficiencia.

*** Optimization problems in Supply Chain Management**

AUTOR: M. Dolores Romero Morales; DIRECTORES: Prof. dr. ir. Jo A.E.E. van Nunen y dr. H. Edwin Romeijn; FECHA DE LECTURA: 12 de Octubre de 2000, Erasmus University Rotterdam, Holanda
RESUMEN: *Supply Chain Management* es un campo de investigación que atrae actualmente un gran interés. Se trata del manejo de materiales e información en una red logística de distribución compuesta de plantas productoras, depósitos y clientes. El funcionamiento eficiente de dicha red exige la coordinación de decisiones (e.g. transporte y nivel de inventario) que tienen un impacto recíproco. La mayoría de los modelos existentes en la literatura para evaluar el diseño de una red logística de distribución son estáticos, prohibiendo

así la coordinación de dichas decisiones. Además, modelos estáticos asumen intrínsecamente que todos los datos del problema son constantes, hipótesis que no se adecua a productos con patrones de demanda dinámicos (e.g. cerveza).

En esta memoria se estudian modelos de optimización dinámicos que integran decisiones de transporte e inventario. Estos modelos pueden ser utilizados con propósitos tanto estratégicos como tácticos. En el primer caso, los modelos calculan una estimación de los costos de un determinado diseño de la red logística de distribución, incluyendo costes de producción, inventario y transporte. En el segundo caso, los modelos agrupan los clientes en torno a los depósitos, lo cual es un paso previo a la estimación de costos operacionales en la red logística de distribución relacionados con las rutas diarias para servir a los clientes.

El objetivo principal de la memoria es la resolución de dichos problemas. Se propone un algoritmo de branch-and-price para problemas de tamaño pequeño y mediano, y, debido a la complejidad del problema, se aconseja el uso de heurísticas para problemas de gran tamaño. La práctica común en la literatura es evaluar algoritmos en una colección de problemas test por sus tiempos de cómputo y (en el caso de heurísticas) la calidad de la solución obtenida. Por tanto, el segundo objetivo de la memoria es la generación de datos para estos modelos de optimización con el propósito de obtener conclusiones fiables acerca del funcionamiento de estos algoritmos.

En la Parte I se propone una colección de problemas de asignación convexos y con restricciones de capacidad, a la que pertenecen la mayoría de los modelos de optimización estudiados en la memoria. Se desarrolla un modelo estocástico para la generación de datos y se obtienen condiciones de factibilidad asintóticas con probabilidad uno. Se propone asimismo una colección de heurísticas *greedy* y un algoritmo de branch-and-price para resolver el problema de asignación convexo y con restricciones de capacidad.

La Parte II está dedicada al estudio del

conocido problema de asignación generalizado. Este problema puede ser interpretado como un modelo estático para evaluar una red logística de distribución en la cual la producción y el inventario ocurren en el mismo lugar. Además, algunos de los modelos dinámicos analizados en la memoria pueden ser formulados como un problema de asignación generalizado con una función objetivo no lineal. Dos son los objetivos desarrollados para este problema. Primero, se analizan la mayoría de los generadores de problemas test para el problema de asignación generalizado. Se concluye que estos generadores no están correctamente definidos pues cuando el número de máquinas crece tienden a generar problemas test menos ajustados. Segundo, se demuestra que dos de las heurísticas propuestas en la Parte I son factibles y óptimas asintóticamente con probabilidad uno.

La Parte III está dedicada al estudio de una colección de modelos dinámicos en los cuales la producción y el inventario ocurren en el mismo lugar y únicamente la producción está restringida. Como en el problema de asignación generalizado, se estudian generadores de datos para estos problemas y condiciones de factibilidad asintóticas con probabilidad uno. Se demuestra que una de las heurísticas es factible y óptima asintóticamente con probabilidad uno para algunos de estos modelos dinámicos. Finalmente, se analiza el funcionamiento del algoritmo de branch-and-price propuesto en la Parte I. Una de las claves fundamentales para el éxito de estos algoritmos es la generación eficiente de nuevas columnas cuando éstas son requeridas. Para algunos de estos problemas dinámicos, la generación de nuevas columnas implica la resolución de un problema de mochila penalizado. Como en la versión clásica, se obtiene un beneficio por cada elemento incluido en la mochila. Sin embargo, y a diferencia con el problema clásico, se penaliza una función convexa en el uso de la capacidad de mochila. Un algoritmo de branch-and-bound eficiente ha sido desarrollado para el problema de mochila penalizado.

En la Parte IV el modelo dinámico propuesto en la Parte III se extiende en dos direcciones. En primer lugar, se

añaden separadamente al modelo restricciones de capacidad en el flujo en los depósitos, de capacidad física, y por último de caducidad de los inventarios. En segundo lugar, se estudian redes de logísticas de distribución en las cuales la producción y el inventario no ocurren necesariamente en el mismo lugar.

*** Criterios Característicos en Diseño Óptimo de Experimentos**

AUTOR: Juan Manuel Rodríguez Díaz.;DIRECTORES: Jesús López Fidalgo y Carlos Sancho de Salas. FECHA DE LECTURA: 3 de Noviembre de 2000, Departamento de Matemáticas, Universidad de Salamanca. RESUMEN: En Diseño Óptimo de Experimentos existen diversos criterios de optimización, cuya elección depende de los objetivos del experimentador. El presente trabajo se ocupa esencialmente de la creación de una nueva clase de criterios, llamados Criterios Característicos, que se basan en los coeficientes del polinomio característico de la matriz de covarianzas. Dicha familia engloba dos de los criterios más utilizados, el del determinante y el de la traza, e incluso puede ser generalizada a una clase más general de criterios que comprendería tanto los Criterios Característicos como alguna de las familias clásicas. Se estudian y demuestran algunas de las principales propiedades de los coeficientes característicos y de las nuevas funciones criterio, entre las que destacan la convexidad y diferenciabilidad, con el cálculo explícito de su gradiente. Los óptimos característicos pueden verse como los diseños que minimizan el promedio de las regiones de confianza de grupos de parámetros. Las propiedades que verifican las funciones permitirán la utilización de los algoritmos generales para la búsqueda de los diseños óptimos respecto de los nuevos criterios.

Se calculan diseños óptimos característicos para distintos modelos: polinómico, exponencial y compartimental. Finalmente se propone un método novedoso para la obtención de soportes aproximados de diseños óptimos característicos para modelos polinómicos. Los diseños calculados en todos los procesos resultan ser de una gran eficiencia al ser comparados con los A- y D-óptimos, y aparecen como una buena alternativa a éstos para minimizar tanto el volumen del elipsoide de confianza como el promedio de las varianzas de las estimaciones de los parámetros.

Los dos primeros capítulos abordan una revisión general de los Modelos Lineales, y de la teoría del Diseño óptimo de Experimentos. Se introduce la notación que será seguida a lo largo de toda la exposición y ciertas nociones y métodos generales de la teoría, incluyendo la definición de los principales criterios de optimización conocidos y utilizados.

El Capítulo 3 presenta una relación de los principales algoritmos existentes en la literatura para el cálculo explícito del diseño óptimo. Se incluyen además algunos algoritmos originales del autor para la búsqueda del óptimo cuando el conjunto soporte es discreto.

Los algoritmos buscarán el óptimo a partir de uno o varios diseños iniciales, modificándolos en cada etapa en la dirección adecuada. Surge entonces el problema de la elección de estos diseños iniciales y también de los que han de ir incorporándose en cada paso. Esta idea provocó la necesidad del desarrollo del siguiente capítulo, en el que se estudia la ordenación de los diseños a través de sus matrices de información.

En el Capítulo 5 se aborda la tarea de la creación de nuevos criterios basados en los coeficientes del polinomio característico de una matriz. Esto

provoca la generalización de algunos de los criterios más conocidos y utilizados hasta el momento, como son A- y D-optimización. Además, es posible modificar esta definición inicial con el fin de buscar propiedades deseables, como la homogeneidad, o incluso para crear una familia general de criterios que incluya a la conocida ϕ_p . Primeramente se abordan las definiciones, notación y propiedades generales. Se presta especial atención al criterio originado por el segundo coeficiente. Finalmente se expone la interpretación geométrica y estadística de los nuevos criterios. Es el capítulo fundamental de la tesis.

En el Capítulo 6 se calculan explícitamente los diseños óptimos respecto de los nuevos criterios para distintos modelos, mediante el desarrollo e implementación de un programa informático. Esto nos permitirá presentar una comparación objetiva de nuestros criterios con los ya existentes para los modelos más habituales, mediante el cálculo de las eficiencias de los diseños obtenidos. Se presenta a su vez un procedimiento original para el cálculo de los óptimos aproximados respecto de los nuevos criterios para el modelo polinómico, método que proporciona unos diseños altamente eficientes. Se muestran además tablas en las que se comparan los diseños así construidos con otros conocidos que utilizan también soportes aproximados.

Tras las conclusiones, el Apéndice A contiene una descripción elemental del programa utilizado para el cálculo de los óptimos característicos definidos en el Capítulo 5, que ha sido implementado con el programa *Mathematica*. En él se describen someramente las principales funciones realizadas, sin entrar en detalles de programación.

Conferencias, Cursos y

Congresos

CONGRESO NACIONAL DE ESTADÍSTICA E INVESTIGACIÓN OPERATIVA

Ubeda, 6-9 de Noviembre de 2001

PRIMERA CIRCULAR

La Sociedad de Estadística e Investigación Operativa anuncia la celebración del XXVI Congreso Nacional de Estadística e Investigación Operativa que tendrá lugar en Úbeda (Jaén), durante los días 6 al 9 de Noviembre del año 2001 en el Hospital de Santiago, situado en el centro de la ciudad.

SESIONES Y COMUNICACIONES

Las contribuciones de los participantes podrán exponerse oralmente o en forma de póster. La exposición oral se hará en sesiones paralelas temáticas. La fecha límite para recibir los resúmenes de los trabajos será el 20 de mayo de 2001. En la próxima circular se informará sobre los detalles acerca del formato de los trabajos.

INSCRIPCIÓN

Adjunto a esta circular se envía el boletín de inscripción junto con las cuotas y la forma de pago.

ALOJAMIENTO Y RESERVAS

El Comité Organizador Local ha contactado con la Agencia de Viajes Jabalcuz, a través de la cual se podrá llevar a cabo la reserva de alojamiento. La dirección de dicha Agencia es la siguiente:

VIAJES JABALCUZ

C/ Baeza, nº 1. 23008 Jaén
Tlfno: 953 29 50 00. Fax: 953 26 73 33

En breve se dispondrá de información de precios y hoteles.

INFORMACIÓN ADICIONAL

Continuamente irá apareciendo

información actualizada en la página Web del Congreso cuya dirección es: <http://www.ujaen.es/huesped/conseio/>

Dirección de correo:
XVI Congreso Nacional de Estadística e Investigación Operativa
Departamento de Estadística e Investigación Operativa
Edificio D-3
Campus de Las Lagunillas, s/n
Universidad de Jaén. 23071 Jaén

Dirección de correo electrónico:
conseio@ujaen.es

Comité Organizador:
Departamento de Estadística e Investigación Operativa
Universidad de Jaén

OPERATIONAL RESEARCH PERIPATETIC POST-GRADUATE PROGRAMME a EURO conference for young researchers

LAMSADE - Paris, France, September 26-29 2001

WHAT IS ORP3 ?

ORP3 is a new **EURO** instrument designed for **young OR researchers and practitioners**. ORP3 aims at being a forum promoting scientific and social exchanges between the members of the future generation of Operational Research in academia and industry.

Each edition of ORP3 will be hosted by a renowned European centre in OR. The organisation of the Conference is entirely in the hands of young OR researchers of the hosting centre.

WHO IS CONCERNED ?

PhD students
young OR researchers having obtained their PhD before 1/03/99
young OR analysts who will have no more than two years of professional experience by March 2001
are invited to participate

There is no imperative theme : **every subject dealing with OR-DA is acceptable**. Nevertheless, papers centred around

combinatorial optimisation
linear programming
multiple criteria decision making
interface between OR and AI
real-world applications of OR
are especially welcomed.

WHY SHOULD I SUBMIT ?

Full refereed proceedings will be available on the WWW at <http://www.orp3.com>. Furthermore, a **special issue of a renowned OR journal** will be edited following the conference.

ORP3 is an exchange-based conference oriented towards discussion and training with a limited number of participants and special sessions devoted to research methodology and philosophy.

HOW DO I SUBMIT ?

Four copies of your paper and a résumé must be sent to:

Denis Bouyssou,
ESSEC BP 105
95021 Cergy-Pontoise cedex
FRANCE
e-mail bouyssou@essec.fr
tel +33 1 34 43 30 73
fax +33 1 34 43 30 01
before 1 March 2001!!!

PROGRAMME COMMITTEE

Denis Bouyssou (Chair, France),
Valerie Belton (UK), Rainer Burkard (Austria), Federico Della Croce (Italy),
Sophie Toulouse (Chair of OC),
Roman Slowinski (Poland), Marino Widmer (Switzerland)

ORGANISING COMMITTEE (LAMSADE, France)

Laurent Alfandari, Cécile Arondel,
François Bassetas, Cristina Bazgan,
Sébastien Damart (Second Chair), An

Ngo The, Agnès Plateau, Sophie Toulouse (Chair)

SOME MORE INFORMATION ?

web site <http://www.orp3.com>
 e-mail : staff@orp3.com
 For specific organisational information, please contact Sophie Toulouse
 LAMSADE - Universite Paris 9 Dauphine
 Place du Mal de Lattre de Tassigny
 75775 Paris cedex 16
 tel +33 1 44 05 44 09
 fax +33 1 44 05 40 91

For specific information concerning the programme, please contact Denis Bouyssou (see address before)

V CONGRESO GALEGO DE ESTADÍSTICA E INVESTIGACIÓN DE OPERACIÓN

Ferrol, 12-13-14 de Septiembre de 2001

**PRIMERA CIRCULAR:
ANUNCIO DEL CONGRESO**

Sede del Congreso

La Sociedad Gallega para la Promoción de la Estadística y de la Investigación Operativa, en su Asamblea General celebrada en Santiago durante el último Congreso, decidió encargar la organización del V Congreso Galego de Estadística e Investigación de Operacións al Departamento de Matemáticas de la Universidad da Coruña.

El Congreso, por acuerdo del comité organizador, tendrá lugar en **Ferrol**, en el Centro de Innovación e Servicios de Galicia (<http://www.cis.igape.es/>), los días **12, 13 y 14 de septiembre de 2001**.

Programa

El programa definitivo de actividades del Congreso, que será remitido en los próximos meses, incluye conferencias, mesas redondas, sesiones de comunicaciones y actividades culturales complementarias.

Está prevista la participación, tanto en las conferencias como en las mesas redondas, de especialistas de la Estadística y la Investigación Operativa de reconocido prestigio a nivel nacional e internacional.

Los temas a tratar abarcarán diversos campos: control estadístico de la calidad, fiabilidad, teoría de juegos, estadística oficial, estadística actuarial, didáctica de la estadística y de la investigación operativa, etc.

Preinscripción

Los interesados en participar en el V Congreso y los que deseen seguir recibiendo información sobre el mismo, deben realizar la preinscripción antes del día **31 de diciembre de 2000** remitiendo por correo el boletín de preinscripción que se acompaña a:

Mario Francisco Fernández
 V Congreso SGAPEIO
 Departamento de Matemáticas
 Facultade de Informática
 Campus de Elviña, s/n
 15071 A Coruña

o bien por fax, especificando la dirección anterior, al número: 981167160

o por correo electrónico a: mariofr@udc.es

También se está elaborando una página Web con la información relativa al V Congreso de la que se informará en la segunda circular.

Cualquier información adicional se podrá solicitar en el teléfono: 981 - 167000 (Extensiones 1222, 3221 o 3046)

Cuotas de inscripción

	Hasta el 30-6-01	Después del 30-6-01
No socios	15.000 ptas.	20.000 ptas.
Socios	10.000 ptas.	15.000 ptas.
Estudiante s no socios	8.000 ptas	10.000 ptas.

	6.000 ptas.	8.000 ptas.
Estudiante s socios		

Las formas de pago de la cuota de inscripción se especificarán en el boletín de inscripción que acompañará a la segunda circular.

Comunicaciones

En el congreso podrán participar todas las personas especialistas en Estadística e Investigación Operativa así como los profesionales de la enseñanza, de la administración y de la empresa que empleen en su actividad las técnicas Estadísticas o de Investigación de Operaciones, teniendo la posibilidad de presentar comunicaciones orales o en forma de póster, sobre áreas temáticas relacionadas con los métodos estadísticos y de investigación de operaciones, sus aplicaciones en los diversos campos así como los aspectos didácticos en la enseñanza de la Estadística y de la Investigación de Operaciones.

Las personas que deseen presentar alguna comunicación deberán remitir al comité organizador, antes del día **1 de abril de 2001**, un resumen impreso de la misma (aproximadamente 100 palabras) y el trabajo completo antes del **30 de junio de 2001**.

Las normas sobre el formato de texto en que se deberán remitir los trabajos de las comunicaciones se enviarán con la segunda circular. El comité organizador no garantiza la publicación en las actas del Congreso de los trabajos que se reciban con posterioridad al 30 de junio de 2001, ni de aquéllos de los que ninguno de los autores esté inscrito en el congreso en esa fecha.

**BOLETÍN DE PREINSCRIPCIÓN
V CONGRESO GALEGO DE ESTADÍSTICA E INVESTIGACIÓN DE OPERACIÓN**
 Ferrol, 12-13-14 de setembro de 2001

APELLIDOS:

NOMBRE:

CENTRO DE TRABAJO O ESTUDIO:

Oral Póster

DIRECCIÓN:

FRANCORO III

CÓDIGO POSTAL:

Quebec, Canada, 9 au 12 Mai 2001

TELÉFONO:

Les troisièmes Journées francophones de recherche opérationnelle (FRANCORO III) se tiendront à Québec, à l'hôtel Hilton, du 9 au 12 mai 2001. Les premières Journées se sont tenues respectivement à Mons (Belgique) en 1995 et à Sousse (Tunisie) en 1998. Les troisièmes Journées sont organisées conjointement par l'Université Laval et le Centre de recherches pour la défense Valcartier (CRDV). L'objectif de ces journées est de fournir aux chercheurs francophones, œuvrant en

FAX:

E-MAIL:

¿Tiene pensado presentar alguna comunicación?

Sí No

En caso afirmativo indique:

El título orientativo:

La forma de exposición:

recherche opérationnelle et en aide à la décision, l'occasion de se rencontrer et de s'informer mutuellement de leurs récents travaux.

Bien que le thème spécifique de ces journées soit «L'aide à la décision pour l'amélioration de la performance», cela n'exclut pas pour autant les autres thèmes que comprennent généralement la R.O. et l'A.D. Les coordonnateurs de ces journées sont Jean-Marc Martel (CERMID, Université Laval) et Adel Guitouni (CRDV).

Nous vous attendons en grand nombre. Pour plus d'information, visitez le site Internet de la conférence:
<http://www.fsa.ulaval.ca/francoro>.

Agenda

2001

MARZO

- 12-16 **8TH INTERNATIONAL MEETING ON STATISTICAL CLIMATOLOGY**, Lüneburg, Germany; Inf: Gotz Floser; GKSS Research Centre, Max-Planck-Strabe, 21502 Geesthacht, Germany; Tel: +49 4152 87 -1834; Fax: + 49 5152 87 2818; e-mail: floeser@gkss.de.
- 22-24 **SPRUCE ADVANCED WORKSHOP ON ENVIROMENTAL SAMPLING AND MONITORING**, Lisbon, Portugal; Inf: K.F. Turkman, Tel: +351 21 75 000 37; E-mail: kamil.turkman@cc.fc.ul.pt; WWW: <http://spruce.deio.fc.ul.pt>.
- 27-29 **YOUNG OR 12**, Nothingham, UK, Inf: Chris Barret, Operational Research Society, 12 Edward Street, Birmingham B1 2RX, UK; Tel: +44 (0)121 233 9300; Fax: +44 (0)121 233 0321; E-mail: Barret@orsoc.org.uk; WWW: www.orsoc.org.uk
- 28-30 **VIII CONFERENCIA ESPAÑOLA DE BIOMETRIA**. Pamplona, Navarra, España, Inf: Departamento de Estadística e I.O., Universidad Pública de Navarra, Campus de Arrosadia, 31006.- Pamplona.; E-mail: biometria@unavarra.es; WWW: <http://www.navarra.es/directo/congresos/apoyo/biometria.htm>

ABRIL

- 4-8 **IASS WORKSHOP ON LABOR FORCES SURVEY CEFIL**, Libourne, France (delayed from July 2000 to spring 2001); Inf: e-mail: evelyne.coutant@insee.fr.
- 29-1 **CONFERENCE ON APPLIED STATISTICS IN AGRICULTURE**, Manhattan, Kansas, USA, Inf: E. Johnson or George A. Miliken, Kansas State University, Department of Statistics, Dickens Hall, Manhattan, Kansas 66506-0802; Tel: (1-785) 532-6883; Fax: (1-785) 532-7736.

MAYO

- 5-7 **4TH INTERNATIONAL CONFERENCE ON MANAGEMENT (ICM'2001)**, Xi'an, China, Inf: Liang Lei, Management School, Xi'an Jiaotong University, No. 28 Xianning Road, Xi'an, 710049 Shaanxi, P.R. China; Tel & Fax: 86-29-2668075; e-mail: lliang@xjtu.edu.cn; WWW: <http://icm2001.xjtu.edu.cn/>.

JUNIO

- 1-4 **INTERNATIONAL CONFERENCE ON OPTIMIZATION AND OPTIMAL CONTROL**, National Cheng Kung University, Tainan, Taiwan; Inf: Prof. S.Y. Wu, icooc@math.ncku.edu.tw
- 5-7 **CONFERENCE ON AGRICULTURAL AND ENVIROMENTAL STATISTICAL APPLICATION**, Rome, Italy. Hosted by Italian Institute of Statistics (ISTAT). Inf: Roberto Benedetti; Tel: (39-06) 5952 4532; Fax: (39-06) 5410528; e-mail: benedetti@istat.it; WWW: <http://www.istat.it/caesar>.
- 10-14 **ANNUAL MEETING OF THE STATISTICAL SOCIETY OF CANADA**, Burnaby, British Colombia, Canada; Inf: Tim Schwartz, Dept. of Mathematics and Statistics, Simon Fraser University, Burnaby, British Colombia, V5A 1S6, Canada; E-mail: tim@cs.sfu.ca.

- 11-12 **DONET (SUMMER SCHOOL ON INTEGER AND COMBINATORIAL OPTIMIZATION)**, Utrecht, Holanda, Inf: <http://www.cs.uu.nl/events/ipco2001>; ipco2001@cs.uu.nl.
- 12-15 **ASMDA 2001, 10TH INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON APPLIED STATISTICS MODELS AND DATA ANALYSIS**, Compiègne, France: Inf: WWW: <http://www.hds.utc.fr/asmda2001>.
- 13-15 **IPCO VIII (INTEGER PROGRAMMING AND COMBINATORIAL OPTIMIZATION)**, Utrecht, Holanda; Inf: <http://www.cs.uu.nl/events/ipco2001>; ipco2001@cs.uu.nl
- 14-16 **33RD SYMPOSIUM ON THE INTERFACE OF COMPUTER SCIENCE AND STATISTICS**, Orange County, California, USA; Inf: Arnold Goodman (agoodman@uci.edu) or Padhraic Smyth (pjsmyth@uci.edu) at the University of California, Irvine.
- 17-20 **21ST INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON FORECASTING**, Pine Mountains, Georgia, USA, Inf: Xiao-Yin Jin, Technology Plocy & Assesment Centre, Georgia Tech, Atlanta, Georgia 30332-0525, USA, Tel: 404 894 6703; Fax: 404 894 8573; e-mail: j.xiyiu@isye.gatech.edu; WWW: <http://www.ISF2001.org>.
- 18-20 **3th INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON SENSIVITY ANALYSIS OF MODEL OUTPUT**, Madrid, España, Inf: Ana García Triviño, CIEMAT, Instituto de Estudios de la Energia, Edificio 1 despacho 48, Avda.Complutense, 22, 28040 Madrid, Spain, Tel: + 34 91 346 64 86; Fax: +34 91 346 60 05; e-mail: trivi@ciemat.es; WWW: <http://www.ciemat.es/convocatorias/eventos/samo2001>.
- 18-22 **2ND MEETING ON PUBLIC STATISTICS OF THE INTER-AMERICAN STATISTICAL INSTITUTE (IASI)**, Rio de Janeiro, Brazil; Inf: Pedro Luis do Nascimento Silva, chairman of the organizing committee; e-mail: pedrosilva@igbe.gov.br
- 19-22 **CIMA: COMPUTATIONAL INTELLIGENCE -METHODS AND APPLICATIONS**, Wales, Inf: www.icsc.ab.ca/cima2001.htm.
- 19-22 **23RD INTERNATIONAL CONFERENCE ON INTERNATIONAL TECHNOLOGY INTERFACES**, Pula, Croatia, Inf: Conference Secretariat ITI 2000, Tel: +385 1 616 55 97, +385 1 616 55 99; Fax: +385 1 616 55 91; E-mail: iti@srce.hr.
- 26-29 **EUROSIM 2001: SHAPING THE FUTURE WITH SIMULATION**, Delft, The Netherlands; Inf: EUROSIM 2001, c/o Mrs Tijanova, Delft University of Technology, Faculty of IT and Systems, PO Box 5031, 2600 GA Deft, Netherlands, Fax: +31 15 2787209; e-mail: EUROSIM2001@pa.twi.tudelft.nl; WWW: <http://ta.twi.tudelft.nl/PA/Eurosim2001/index.html>.

JULIO

- 2-6 **NEW TRENDS IN STATISTICAL MODELLING**, Odense, Denmark; Inf: Bent Jorgensen, Department of Statistics and Demography, University of Southern Denmark, Campusvej 55, DK-5230 Odense M, Denmark; Tel: +45 65 50 33 97; Fax: +45 65 95 77 66; E-mail: IWSM@statdem.sdu.dk; WWW: <http://www.statdem.sdu.dk/IWSM/>.
- 3-4 **IMSIO: THE 2ND EUROPEAN CONFERENCE ON INTELLIGENT MANUFACTURING SYSTEMS IN OPERATIONS**, Inf: Chris Barret, Operational Research Society, 12 Edward Street, Birmingham B1 2RX, UK; Tel: +44 (0)121 233 9300; Fax: +44 (0) 121 233 0321; e-mail: Barret@orsoc.org.uk; WWW: <http://www.orsoc.org.uk>.
- 6-8 **STATISTICS 2001 CANADA, 4TH CANADIAN CONFERENCE ON APPLIED STATISTICS**, Montreal, Canada, Inf: Yogendra P. Chaubey, Chair, Scientific Committee; E-mail: chaubey@alcor.concordia.ca; Tel: (514) 848-3258; Fax: (514) 848-2831; WWW: <http://alcor.concordia.ca/~chaubey/stat20001canada.html>.
- 9-11 **EURO XVIII, 18TH EUROPEAN CONFERENCE ON OPERATIONA RESEARCH**, Rotterdam, The Netherlands; Inf: <http://www.euro2001.org>.
- 23-28 **MIXTURES 2001, RECENT DEVELOPMENTS IN MIXTURE MODELLING**, Hamburg, Germany; Inf: Wilfried Seidel (local organizer), FB Wirtschafts- und Organisationswissenschaften, Univesitat der Bundeswehr Hamburg, D-22039 Hamburg, Germany; e-mail: mixtures@unibw-hamburg.de; WWW: <http://bruce.unibw-hamburg.de/mix01>

AGOSTO

- 5-9 **2001 JOINT STATISTICAL MEETINGS**. Atlanta, Georgia, USA. Inf: ASA, 1429 Duke Street, Alexandria, VA 22314-3415, USA; Tel: (1-703) 684-1221; e-mail: meetings@amstat.org.
- 6-10 **INTERNATIONAL CONFERENCE ON EXTREMES IN THEORY AND PRACTICE**, Leuven, Belgium, Inf: Jan Beirlant, University Center of Statistics, Katholiege Universiteit Leuven, De Croylaan 52B, 3001 Heverlee, Belgium, Tel: +32 16 322789; Fax: +32 16 322831; E-mail: jan.beirlant@wis.kuleuven.ac.be.
- 12-18 **4th INTERNATIONAL CONFERENCE ON STATISTICAL DATA ANALYSIS BASED ON L₁ NORM AND RELATED METHODS**, Neuchatel, Switzerland; Inf: Prof. Yadolah Dodge, Conference Organiser Statistics Group, Case Postale 1825, CH-2002 Neuchatel, Switzerland; Tel: +41 32 718 13 80; Fax: +41 32 718 13 81; e-mail: yadolah@seco.unine.ch.
- 13-19 **23RD EUROPEAN MEETING OF STATISTICANS**, Funchal, Madeira, Portugal; Inf: E-mail: Danis.Pestana@fc.ul.pt.
- 15-20 **SRTL-2, SECOND INTERNATIONAL RESEARCH FORUM ON STATISTICAL REASONING, THINKING AND LITERACY**, Armidale, Australia. Inf: Dr. Chris Reading, Department of Curriculum Studies, University of New England, Armidale, NSW 2351 Australia; Tel: (02) 67735060; Fax: (02) 67735078; e-mail: creading@metz.une.edu.au; WWW: <http://www.beeri.org.il/SRTL/>.
- 21-25 **ICAN 2001 INTERNATIONAL CONFERENCE ON ARTIFICIAL NEURAL NETWORKS**, Vienna, Austria; Inf: Austrian Research Institute for Artifical Intelligence, Schottengase 3, A-1010 Vienna, Austria, E-mail: icann@ai.univie.ac.at.

- 22-29 **INTERNATIONAL STATISTICAL INSTITUTE, 53RD BIENNIAL SESSION**, Seoul, Korea; Inf: ISI Permanent Office, Prinses Beatrixlaan 428, P.O. Box 950, 2270 AZ Voorburg, The Netherlands; Tel: +31 70 3375737; Fax: + 31 70 3860025; E-mail: isi@cbs.nl. WWW:<http://www.nso.go.kr/isi2001>.
- 30-31 **IAOS SATELLITE MEETING ON STATISTICAL FOR INFORMATION SOCIETY**, Tokio, Japan; Inf: Akihito ITO, Japan Statistical Association, 2-4-6 Hyakunin-cho, Shinjuku-ku, Tokyo 169-0073, Japan; Tel: + 81 3 5332 3151; Fax: +81 3 5389 0691; E-mail: jsa@stat.or.jp or ito@stat.or.jp.
- 30-1 **INTERNATIONAL CONFERENCE ON STATISTICAL CHALLENGES IN ENVIROMENTAL HEALTH PROBLEMS**, Fukuoka City, Japan; Inf: Tahaski Yanagwa, Graduate School of Mathematics, Kyushu University, Fukuoka 812 8581, Japan, E-mail: yanagwa@math.kyushu-u.ac.jp.

SEPTIEMBRE

- 4-7 **AIRO2001 ANNUAL CONFERENCE**, Cagliari, Italy; Inf: Prof.ssa Paola Zuddas, Dip. Ingegneria del Territorio, Sezione Idrraulica, Piazza d'armi 09123 Cagliari, Tel: +39 070 6755320; Fax: +39 070 6755310; e-mail: zuddas@unica.it.
- 4-6 **OR 43**, Bath, UK; Inf: Chris Barret, Operational Research Society, 12 Edward Street, Birmingham B1 2RX, UK; Tel: +44 (0)121 233 9300; Fax: +44 (0)121 233 0321; E-mail:Barret@orsoc.org.uk; WWW:www.orsoc.org.uk
- 18-20 **8th SYMPOSIUM ON ANALYSIS, DESIGN AND EVALUATION OF HUMAN-MACHINE SYSTEMS (HMS)**, Kassel, Germany; Inf: IFAC-HMS 2001, P.O. Box 10 11 39, D-40002 Dusseldorf, Germany, Tel: +49 211 6214-215; Fax: +49 211 6214-161; e-mail: rosenzweig@vdi.de ; WWW: <http://www.imat.maschinenbau.uni-kassel.de/hms2001/index.html>.

NOVIEMBRE

- 4-7 **INFORMS MIAMI BEACH FALL 2001**; Inf: Gary J. Koehler, University of Florida, Dept. of Decision & Info. Sciences Warrington College of Business, P.O. Box 117169, Gainesville, FL 32611; Tel: 352-846-2090; Fax: 352-392-5438; E-mail:Koehler@ufl.edu.
- 6-9 **XXVI CONGRESO NACIONAL DE ESTADISTICA E INVESTIGACION OPERATIVA**, Ubeda (Jaen), España; Inf: Departamento de Estadística e Investigación Operativa, Edificio D-3, Campus de Las Lagunillas s/n, Universidad de Jaen, 23071.- Jaen. E-mail: conseio@ujaen.es; Www: <http://www.ujaen.es/huesped/conseio/>.
- 12-16 **CONGRESO LATINOAMERICANO DE PROBABILIDAD Y ESTADISTICA MATEMATICA (CLAPEM)**, La Habana, Cuba; Inf: Prof G. Perera, Presidente del Comité de Programa (gperera@fing.edu.uy); o Prof. Pablo Olivares, Comité Local (olivares@matcom.uh.cu o olivares"discrete.concordia.ca).

2002

ABRIL

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

JUNIO

- 2-5 **ANNUAL MEETING OF THE STATISTICAL SOCIETY OF CANADA**, Ontario, Canada; Inf: Peter Macdonald, Department of Mathematics and Statistics, McMaster University, 1820 Main Street West, Hamilton, Ontario, L8S 4K1, Canada; E-mail: pdmmac@mcmaster.ca.
- 23-29 **8TH INTERNATIONAL VILNIUS CONFERENCE ON PROBABILITY THEORY AND MATHEMATICAL STATISTICS**, Vilnius, Lithuania; Inf: Dr. Aleksandras Pilkus, Institute of Mathematics and Informatics, Akademijos str 4, 2600 Vilnius, Lithuania. Tel: 370-2-729209; Fax: 370-2-729209; e-mail: conf@ktl.mii.lt

JULIO

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

Viene de la primera página

Y es que, para muchos (de nuestros alumnos) el contenido de los libros es algo que únicamente sirve para aprobar el examen, una vez conseguido lo cual es necesario olvidarlo cuanto antes. No lo relacionan en absoluto con la realidad cotidiana. Cada ecuación, cada método de cálculo no es más que una serie de pasos mediante los que llegamos al resultado que nos piden. No se profundiza hasta llegar a la esencia. Si al leer cada hoja no encontramos una explicación o aplicación de o a lo que nos rodea, es que no hemos entendido absolutamente nada.

Y lo más grave es que en un futuro más o menos próximo o lejano, puede ocurrir que incluso algunos de ellos dirijan importantes empresas y de sus decisiones –acertadas o equivocadas- dependa el bienestar de otros muchos.

Recientemente un maestro de una provincia en la que hay una importante fabrica comentaba que "hace años los padres de sus alumnos –en torno a los diez años de edad-, que en aquel entonces acababan de colocarse en la misma procedentes de pueblos vecinos, querían que a sus hijos les apretara, que les hicieran estudiar, que no les regalaran las calificaciones, querían en suma que fueran más que ellos, en tanto que los de ahora solo quieren que les aprueben. Consideran que sus hijos son genios. Que si hay algún problema es externo a ellos."

¿Es uno de los factores del "ambiente" esta tendencia a conseguir todo sin esfuerzo? ¿No les estaremos facilitando las cosas demasiado a nuestros hijos?. ¿No les estamos haciendo vivir fuera del mundo real?. ¿Es esto beneficioso para ellos?. En éste sentido, ¿les estamos "vacunando" o más bien, encerrando en una urna de cristal para mantenerlos lo menos contaminados posible?. Pero, ¿es posible que esa situación permanezca mucho tiempo en estado estacionario?. ¿Qué pasará cuando se rompa la urna? ¿Tratarán de buscar una solución fácil por un camino no excesivamente correcto?.

¿Y los textos?. ¿Qué ocurre cuando los comparamos con sus equivalentes –haciendo abstracción de los avances de la ciencia- de hace pocos y muchos años?. Lo primero que nos llama la atención es el detalle con el que entonces se describían los fenómenos y en general todo aquello que se quería demostrar. La meticulosidad con la que están realizados hasta los más nimios detalles. Hoy, sin embargo, la prisa nos invade. No tenemos tiempo para nada, ni siquiera para aburrirnos – Gómez de la Serna decía que el aburrimiento eran sentimientos de burro-. Es como si la ciencia la midiéramos a peso. Lo rentable para el autor puede que hoy día no esté tanto en escribir un libro con destino a la docencia con la claridad y el detalle que le gustaría y sería capaz de hacer, sino en publicar el mayor número de artículos –por supuesto en revistas de prestigio-. Este parece ser el patrón de medida usado a nivel internacional, pero ¿no nos estaremos pasando? En nuestro país tenemos además una serie de "peculiaridades" –por usar un término suave- que empeoran las cosas respecto de los centros que nos gustaría fueran nuestro espejo. Tendemos a cargarnos las elites.

Inger Enkvist en su libro "La educación en peligro" se muestra radicalmente crítica con las ideas que han ido quedado de los famosos pedagogos del siglo XX, entre los que incluye a John Dewey, Jean Piaget, Freinet y Paolo Freire. Entre otras cosas dice "que lo curioso es que la mayoría son románticos y no son amigos de la escuela, de la lectura o de los profesores. Tampoco tienen mucho que decir sobre porqué se debe aprender algo. En lugar de esto, hablan de qué método se debe usar para aprender."

Meditemos sobre estos aspectos. La solución no es sencilla. El problema no es nuevo. Puede que no logremos solucionarle, pero sí lo reducimos algo habremos hecho mucho más de lo que pensamos

Noticias de la SEIO

INFORME SOBRE EL GRUPO DE TRABAJO EN DECISIÓN MULTICRITERIO (Años 1999-2000)

Gabriela Fernández Barberis, Jacinto González-Pachón

La Tercera Reunión del Grupo Español Multicriterio tuvo lugar en la ciudad de Vigo el 7 de abril de 2000. Se celebró en el contexto del XXV Congreso Nacional de Estadística e Investigación Operativa.

En dicha reunión se expusieron los algunos de los logros alcanzados en la mejora del funcionamiento del grupo:

Creación de una lista de correo electrónico (gmcdm@fi.upm.es) que dota de agilidad a la comunicación dentro del Grupo.

Creación de una dirección web (<http://mayor.dia.fi.upm.es/~mcdm/>)

que dota al Grupo de "carta de presentación" ante otros profesionales.

Elaboración de estadísticas sobre la evolución de la comunidad científica española interesada en el Análisis Multicriterio. Éstas pueden encontrarse en la dirección web: <http://mayor.dia.fi.upm.es/~mcdm/estadisticas1/index.htm>

Como futuros objetivos de la coordinación del Grupo se sugiere:

Continuar la política de difusión y expansión. Para ello se propone intercambiar información con otros colectivos que utilicen el MCDM como herramienta, ya sean grupos de trabajo o sociedades ya constituidas.

Fortalecer las relaciones institucionales con la SEIO.

Ofrecer enlaces a nuestra página web desde las direcciones de otras

sociedades y grupos de IO.

Potenciar la integración con Sociedades Iberoamericanas.

Crear una base de datos que permita comunicar puntualmente las noticias y novedades a boletines de diferentes sociedades.

Finalmente, los actuales coordinadores son reelegidos para un nuevo periodo de dieciocho meses.

La fecha de la Cuarta Reunión del Grupo Español Multicriterio se fija en el mes de diciembre, coincidiendo en fecha y ubicación con el Congreso sobre Técnicas de Ayuda a la Decisión en Defensa, organizado por el Ministerio de Defensa. Se desea así facilitar la asistencia a los dos eventos. Para dicha reunión se cuenta con la participación del Prof. James P. Ignizio, de la Universidad de Virginia, como conferenciante invitado. El título

de su conferencia será “A Genetic Goal Programming Solution to the Army Modernization Problem”

EL ÉXITO DE TEST

Julián de la Horra

Hace varios años (en el ya lejano 92), siendo Vicepresidente de la SEIO, escribí una carta en este Boletín apoyando y tratando de explicar la necesidad de los cambios que se estaban introduciendo en las revistas publicadas por nuestra Sociedad, con el objetivo de alcanzar una amplia difusión internacional. Este año, por primera vez, una de nuestras revistas,

Test, ha aparecido en el *Journal of Citation Reports* dentro del *Science Citation Index*, consiguiendo así el reconocimiento del prestigio alcanzado.

El camino recorrido hasta aquí ha sido muy largo. En primer lugar, para los socios mas jóvenes, recordemos que el Profesor Sixto Ríos puso los cimientos con la revista pionera *Trabajos de Estadística e Investigación Operativa*, de la cual *Test* es heredera (al 50%). Posteriormente, fue decisivo el impulso hacia su lanzamiento internacional iniciado por Daniel Peña cuando fue Presidente de la SEIO, impulso continuado por los siguientes Presidentes. Y, por supuesto, esta

culminación no habría sido posible sin el enorme esfuerzo llevado a cabo por los Editores, José Miguel Bernardo primero, y Antonio Cuevas y Wenceslao González Manteiga después.

A todos ellos, y a una gran cantidad de personas que no cito explícitamente, pero que han desarrollado una callada labor a lo largo de muchos años, los socios de la SEIO les debemos estar muy agradecidos por el trabajo desarrollado y porque creyeron en esta empresa. Yo, desde luego, les estoy agradecido, porque hoy me siento todavía mas orgulloso de pertenecer a esta Sociedad.