Modelización bayesiana de planificación de una auditoría contable. Obtención de cotas para el error total

FRANCISCO JOSÉ VÁZQUEZ POLO

INTRODUCCIÓN Y PLANTEAMIENTO

Frecuentemente un auditor en ejercicio cuando se dispone a inspeccionar o validar el establecimiento financiero de una empresa, corporación, etc... debe de dar su opinión sobre la *exactitud* de la cantidad (monetaria) de error que posee el valor registrado (o valor de libro), que obviamente es un agregado de valores registrados y que deben de ser auditados.

La efectividad del sistema de control para la prevención y detección de errores puede hacerse mediante la solicitud de informes sobre el sistema de control, la observación del sistema de trabajo..., es lo que se conoce como **evaluación del sistema**; el muestreo de items para comprobar si se les ha aplicado apropiadamente o no un determinado procedimiento (**tests de cumplimiento**); la comparación de varias fuentes de información (**revisión analítica**) y el muestreo de items para obtener la cantidad de error monetario de la población (**tests sustantivos**), permitirán al auditor (o auditores) pronunciarse sobre el estado financiero del sistema. Estas diferentes fuentes de evidencia suelen conformar el *proceso de auditoría*. La utilización del análisis bayesiano permite que estas fuentes de evidencia puedan ser modeladas probabilísticamente. El modelo que presentamos, denominado BU (*Godfrey* y *Neter (1984)*), puede ser simplificado desde el punto de vista analítico para hacerse más tratable (*Cox* y *Snell (1979)*, modelo GU, *Godfrey* y *Neter (1984)*) se ha optado por uno más sofisticado (poco desarrollado) que incluso puede hacerse aún más complejo. Aún así, el objetivo es mostrar cómo incorpora flexibilidad al proceso de auditoría un enfoque bayesiano; aunque cierto es que exige un *entrenamiento* estadístico del auditor. *Steele (1992)* recoge varios métodos interactivos de especificación subjetiva a través de preguntas que debe contestar el auditor.

Bajo la hipótesis, usual en auditoría, de que los errores aparecidos son de sobrevaloración (es decir, los valores registrados son mayores que los auditados) se expone un modelo mediante el que obtener, con una probabilidad específica, una cota superior para la proporción del valor de libro que tiene error o equivalentemente la cantidad de error total de la población.

Consideremos una población de N items (usualmente, N es grande) cada uno de los cuales tiene un valor registrado o valor de libro: $X_i > 0$. Al valor total registrado lo notaremos por

$$T_x = \sum_{i=1}^{N} X_i$$

Si inspeccionamos el i-ésimo item su valor será: $X_i - Y_i$ (Y_i es la cantidad de error. En el supuesto de errores de sobrevaloración: $0 \leq Y_i \leq X_i$). El error total de la población es:

$$T_y = \sum_{i=1}^{N} Y_i$$

El valor total registrado de aquellos items que contienen error será:

$$T_{xd} = \sum_{i=1}^{N} d_i \cdot X_i$$

donde $d_i = 0$ ó 1 según tenga o no error el item i.

Llamaremos Z_i a la fracción de error de cada item:

$$Z_i = \frac{Y_i}{X_i} \quad (i = 1,\dots,N)$$

de la hipótesis de errores de sobrevaloración, se tiene que: $0 \leq Z \leq 1$.

Llamaremos M al número total de errores .

$$(M = \sum_{i=1}^{N} d_i)$$

Para aquellos M items con error supondremos que $Z_1, Z_2, \dots, Z_M$, son i.i.d. con densidad $g(z \mid d = 1)$ y con media $\mu = E\{Z \mid d = 1\}$

Suponiendo que la tasa de error es constante para cada item e independiente de su valor, la notaremos por:

$$\phi = Prob\{Y_i > 0\} = \{Y_i > 0 \mid X_i\}$$

Obviamente, en un ambiente de auditoría, es esperable que ϕ sea pequeña.

Ya que frecuentemente N es grande, la versión continua de la cantidad de intems para un auditor será:

$$T_y = T_x \cdot \phi \cdot \mu$$

como T_x es conocido, el parámetro de interés será:

$$\psi = \phi \cdot \mu$$

que es la proporción del valor de libro o registrado que tiene error.

Será pues sobre ψ sobre el parámetro en el que el auditor deba concentrar toda la evidencia anteriormente expuesta, vía ϕ y μ, para determinar en cada etapa del proceso la situación de la empresa auditada.

Para ilustrar cada uno de los pasos a seguir, vamos a suponer el caso ficticio de un cliente fabricante de componentes electrónicos que al final de un año tiene acumulada un total de 700000 u.m. a cobrar, distribuidas en 2000 clientes activos. Suponemos que el rango de las cantidades registradas varía de \$10\$ a \$3000\$ u.m. El propósito será comprobar la exactitud de esa cantidad. Se trata pues de establecer una cota superior, que con una probabilidad fija, nos informe sobre que las facturas a cobrar no estén sobrevaloradas más que una cantidad determinada.

LA EVALUACIÓN DEL SISTEMA

De acuerdo con los argumentos ofrecidos anteriormente la información disponible sobre el valor de los parámetros f y m deberán ser expresado mediante una medida de probabilidad que describa el grado de creencia del auditor en la ocurrencia de los distintos valores que presentan. Se trata de una cantidad aleatoria cuya distribución de probabilidad describe la información sobre los parámetros que inicialmente se posee; esta distribución recibe el nombre de *distribución inicial o a priori*. Puesto que ambos parámetros son continuos, su distribución de probabilidad debe de ser descrita mediante una función de densidad.

Se trata pues de modelizar mediante distribuciones de probabilidad el comportamiento de la tasa de error de la población y del valor medio de la cantidad de error de acuerdo con las creencias que el auditor va obteniendo en cada uno de los pasos del proceso de auditoría.

La hipótesis de que ϕ y μ son independientes es esencial en todo lo que sigue. Este hecho es a veces discutible en el contexto que nos ocupa, sin embargo ha venido aceptándose en los trabajos relacionados con el tema.

Será mediante la solicitud de informes técnicos, la observación del sistema de trabajo, etc... como el auditor pueda tener una idea más o menos fiel del sistema que va a auditar. Esta información la debe recoger en densidades que reflejen dichas creencias. Así el esquema que tenemos será:

$$f(\phi,\mu) = f_1(\phi) \cdot f_2(\mu)$$

De entre los modelos utilizados para la modelización anterior, una aproximación *realista*[1] (**realismo que paga a cambio de ser menos tratable analíticamente**.) del problema se encuentra en el modelo BU en el que:

1. f es beta: $b(f_0,c)$:

$$f_1(\phi) = K \cdot \phi^{\phi_0 c-1}(1-\phi)^{(1-\phi_0)c-1}, 0 \leq \phi \leq 1$$

siendo $K = \dfrac{\Gamma(c)}{\Gamma(\phi_0 c) \cdot \Gamma\ ((1-\ \phi_0)c)}$

y de donde:

$$E\ \{\phi\} = \phi_0\ y\ Var\ \{\phi\} = \frac{\phi_0(1-\ \phi_0)}{c+1}$$

El auditor debe utilizar sus conocimientos sobre la tasa de error para especificar ϕ_0 y c.

2. m es uniforme: U (0,1):

$$f_2(\ \mu\ ) = 1,\ 0 \leq \mu \leq 1$$

Blocher y Robertson (1976) han descrito un método para elegir un miembro de la familia beta para cuantificar los juicios a priori del auditor que es cuestionado sobre la tasa de error a priori y utilizando la relación entre los parámetros y los momentos de orden uno y dos. *Steele (1992)* también describe métodos alternativos, en los que es posible incorporar otras características usuales de ϕ como la unimodalidad, con el mismo fin.

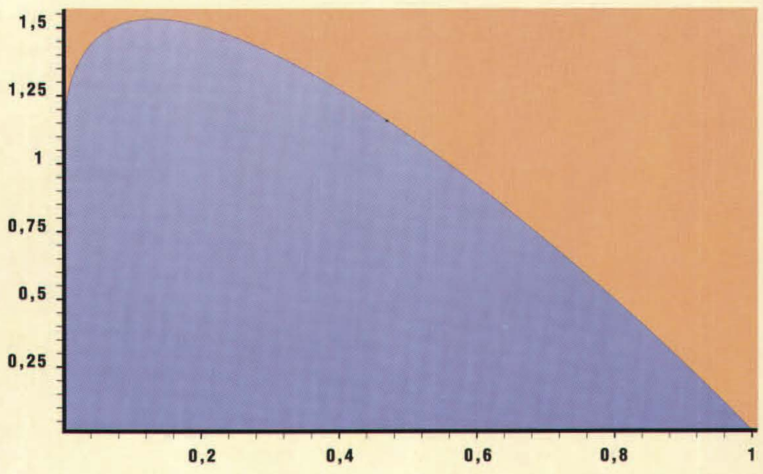
Así pues mediante la evaluación del sistema, el auditor ha podido identificar aproximadamente el comportamiento de los parámetros ϕ y μ, y consecuentemente la de ψ.

Volviendo a nuestro ejemplo, supongamos que al auditor no le ha causado buena impresión el sistema de trabajo y asigna un valor medio para la tasa de fallo alto:

ϕ_0=$E\{\phi\}$=0.375,$Var\{\phi\}$=0.06 ($c\approx3$)
(Ver gráfico 1)

La densidad de ψ es evaluada para un número grande de valores de ψ y entonces se aproxima su distribución acumulada mediante algún algoritmo de integración numérico de tal manera que podemos obtener los cuantiles de ψ.

GRÁFICO 1 Tasa de fallo a priori en el ejemplo propuesto



El cuantil 95 es: Prov{ $\psi \leq$ 0.543635} = 0.95, es decir la probabilidad de que la proporción del valor del libro que tiene error sea menor del 54.36% es de 0.95. Este valor es bastante grande y obviamente inaceptable. El auditor necesitar de la evidencia que aporten nuevas fases del proceso para poder emitir un juicio válido.

PRUEBAS DE CUMPLIMIENTO

Visto lo anterior, el auditor desea profundizar algo más y decide muestrear algunas cuentas individuales y algunos procedimientos de control (por ejemplo, podría comprobar si existía autorización apropiada para crédito y cotejar ciertas cantidades, anotando un error cuando alguno de estos controles fallase). Es la fase que comprenden los **tests de cumplimiento**. Obsérvese que un test de cumplimiento repercutir únicamente sobre f, no se verifican cantidades.

El número total de errores M en una muestra de tamaño N puede representarse mediante una distribución binomial: $Bin(n,\phi)$:

$l_1(m|\phi)$=$Prob$\{M=m\}= $\cdot\phi^{m}\cdot(1-\phi)^{n-m}$, m = 0,1,...,n

(la utilización de una verosimilitud binomial permite un cálculo fácil de la distribución a posteriori de ϕ, ya que son familias conjugadas).

Una vez pasados los tests de cumplimiento resulta:

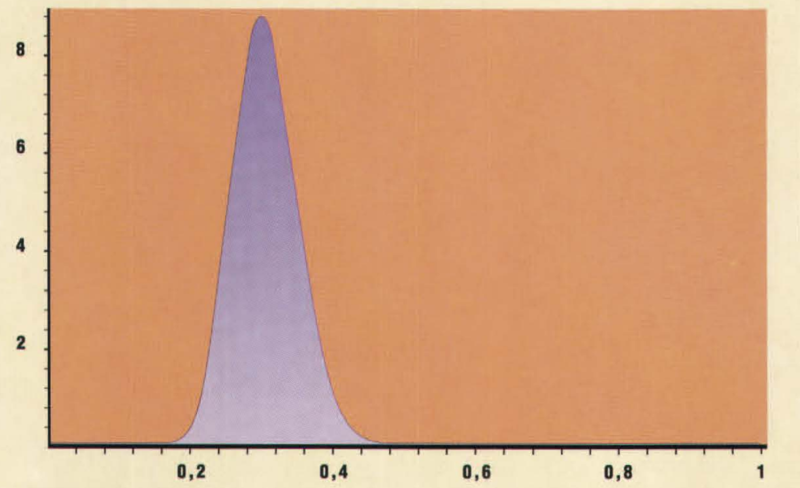
$f\ (\phi,\mu|m) \propto f_1\ (\phi)\cdot f_2\ (\mu)\cdot l_1(\mu|\phi)$
$\propto f_1(\phi|m)\cdot f_2(\mu)$

siendo $f_1(\phi|m)$ una densidad $B(\phi_0 c+m,(1-\phi_0)c+n-m)$.

En nuestro ejemplo, si suponemos que en una muestra de tamaño n=100 se detectaron m=30, tenemos una densidad a posteriori para ϕ~B(31.125,71.875).

Gráficamente,Tasa de fallo a posteriori observados m=30 fallos (n=100).(Ver gráfico 2).

GRÁFICO 2 Tasa de fallo a posteriori observados m = 30 fallos (n = 100).



tests de cumplimiento y sustantivos es:

$$f(\psi\,|m,\bar{z})=\frac{A}{B}\cdot\int_0^1 \phi^{\phi_0 c+2(m-1)}\cdot$$

$$(1-\phi)^{(1-\phi)c+n-m-1}\cdot e^{-m\bar{z}\phi/\psi}\cdot d\phi$$

donde A y B valen:

$$A=\frac{\Gamma(c+n)}{\Gamma(\phi_0 c+m)\cdot\Gamma((1-\phi_0)c+n-m)}$$

$$B=\int_0^1 e^{-m\bar{z}/\mu}\cdot d\mu$$

Suponiendo en nuestro ejemplo, que se ha observado $z=21$, se obtiene:

$$Prob\{\psi\leq 0.1782|m,\bar{z}\}=0.95$$

Debido a los resultados del test sustantivo la cota superior ha sufrido una reducción sustancial. Aunque posiblemente insuficiente, ya que el auditor puede concluir que con una probabilidad de 0.95 el establecimiento financiero no está sobrevalorado más que: $0.1782\cdot T_x = 124740$ u.m., obviamente una cantidad muy alta.

En consecuencia, una vez incorporada la evaluación del sistema y los tests de cumplimiento, el auditor puede obtener la distribución de ψ.

De nuevo mediante integración numérica podemos calcular los cuantiles. El nuevo cuantil 95 es: $Prob\{\psi\leq 0.3024\,|m\}=0.95$. Cota superior sensiblemente más pequeña que la anterior pero que sigue siendo demasiado grande.

PRUEBAS SUSTANTIVAS

El auditor puede ahora además de medir el número de errores en la muestra, medir el valor de la fracción de error del item erróneo. Esta nueva etapa es conocida como fase de **tests sustantivos**.

Si un item auditado i es erróneo, su fracción de error Z_i se anota. Es decir, en los tests sustantivos se actualizan la tasa de error ϕ y la media de la fracción de error, μ.

Supondremos que:

$$Z_i\sim exp(\frac{1}{\mu}):$$

$$g(z_i|\mu,d_i=1)=\frac{1}{\mu}\cdot e^{-z_i/m},\ z_i>0$$

conocido el número de errores m, el estadístico

$$\bar{Z}=\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m} Z_i\sim Gamma\,(m,\frac{m}{\mu})$$

El modelo puede realizarse considerando la distribución truncada en (0,1). Para evitar unos cálculos que ya se han complicado suficientemente, se ha optado por no truncar. La verosimilitud asociada es:

$$l_2(\bar{z}\mid\mu)=\frac{(m/\mu)^m}{\Gamma(m)}\cdot\bar{z}^{m-1}\cdot e^{-m\bar{z}/\mu}$$

la distribución a posteriori de μ puede calcularse fácilmente del teorema de Bayes:

$$f_2(\mu\mid\bar{z})\propto g_2(\mu)\cdot l_2(\mu\mid\bar{z})$$

La actualización final de la proporción del valor registrado que tiene error, después de los

UN NUEVO ENFOQUE

En los epígrafes anteriores se ha descrito cómo se incorpora la metodología bayesiana a un proceso de auditoría, centrándonos en la elaboración de un modelo clásico como el BU. Ya hemos comentado que el auditor puede encontrar dificultades para poder expresar un determinada densidad a priori (continua o discreta) sobre los parámetros de interés en auditoría.

Mucho más concreto, a ningún auditor que utilice una metodología bayesiana escapa que su asignación de densidad a priori para la tasa de error, por ejemplo, no puede ser dada de manera exacta y que a lo sumo (y después de un proceso bastante laborioso) podrá obtener una buena aproximación de sus creencias a priori.

Inmediatamente, el auditor puede (y debe) plantearse las siguientes cuestiones: ¿qué ocurrirá con las cantidades calculadas para la (verdadera) densidad a priori? –Densidad que debe de ser muy parecida a la asignada. La idea de proximidad entre densidades no será tratada aquí., ¿tomaré una decisión correcta si utilizo mis creencias a priori?, ¿habrá una diferencia significativa si se toma otra densidad *próxima*?

Desde hace ya unos cuarenta años (con trabajos pioneros de *Hodges* y *Lehmann (1952)*, *Blum* y *Rosemblatt (1967)*, *Kudo (1967)*,...) se inicia una postura dentro del análisis bayesiano consistente en diseñar procedimientos capaces de procesar informaciones a priori más flexibles que las exigidas en un análisis bayesiano estricto. Esta postura ha tenido y sigue teniendo hoy día un desarrollo sobresaliente. Desde estas ideas, el problema general que abordamos es un análisis de sensibilidad bayesiano en el marco de una investigación de auditoría. En este escenario de la auditoría, si se examinan los distintos modelos bayesianos propuestos a lo largo de los últimos veinte o veinticinco años, se observa una constante pregunta sobre si las hipótesis de información a priori capturarán adecuadamente la percepción del auditor sobre el sistema o contabilidad que está auditando.

Incluso, al menos durante unos quince años, hubo una intensa investigación, que dió lugar a gran número de trabajos, buscando procedimientos adecuados para esa captura de la percepción del auditor que antes mencionábamos. Esta investigación pretendía, a grandes rasgos, la identificación de algunos (y si fuese posible uno sólo) métodos de especificación de distribuciones a priori particularmente bien adaptados al mundo de la auditoría. Más concretamente, la elaboración de una secuencia de preguntas formuladas de manera familiar al auditor y que posibilitase la especificación de una distribución a priori. Teniendo presente que el auditor con entrenamiento estadístico debía considerar que la distribución elegida constituía una buena especificación de sus creencias a priori.

En *Vázquez Polo (1992)* se aborda el problema de la modelización de la opinión del auditor con una metodología general que permita incorporar al problema formas poco elaboradas de información a priori. Ello facilita, y en parte evita, esa búsqueda obsesiva de la *"verdadera"* distribución a priori pero exige un análisis riguroso y sistemático de las posibles consecuencias debidas a la mayor flexibilidad en las *"entradas"* del sistema.

Con el objetivo general ya descrito, los resultados obtenidos se describen a continuación:

Una vía natural para el estudio propuesto es la siguiente. Si las creencias a priori del auditor tienen una forma menos elaborada que una distribución de probabilidad a priori, ¿por qué no plantear metodologías que permitan la utilización de esas informaciones menos elaboradas? Si la especificación completa de una distribución de probabilidad a priori es una petición con frecuencia excesiva en la práctica, ¿podríamos ampliar las *"entradas"* del análisis bayesiano, permitiendo que la especificación a priori fuese una clase (o familia) de distribuciones en vez de una sola? Esa clase o familia estaría definida por aquellos aspectos que son claros para el auditor. Por ejemplo:

- Conocimiento de algunos cuantiles.
- Unimodalidad.
- Porcentaje de seguridad en una distribución concreta y porcentaje de inseguridad, etc.

Evidentemente, sobre esa clase el auditor debe calcular las cantidades de interés para cada uno de los elementos y luego comprobar si existe mucha diferencia entre esas cantidades (dicha diferencia puede ser medida por el extremo inferior y el superior de las cantidades sobre la clase: medida que suele denominarse *rango de variación*). Cuando la diferencia es grande el auditor deber tomar muchas precauciones en sus decisiones finales puesto que densidades muy *parecidas* no producen cantidades próximas. Suele decirse que en el modelo se ha detectado una falta de *robustez*. Cuando la diferencia sea pequeña el auditor tiene cierta seguridad de que sus decisiones no serán sustancialmente peores con un elemento u otro de la clase. Se dice entonces, que el modelo es *robusto*.

Para varias de las clases de distribuciones de probabilidad antes mencionadas se dispone de algunas conclusiones, ampliamente tratadas en *Vázquez Polo (1992)*. A modo de ejem-

Client: *Holly Mfg. Co.* **Date:** *12-31-8x*

Audit Area: *Test of Transactions - Purchases*

Define the Objective: *Examine vouchers and related documents to determine if the system is functioning as intended and as described in the audit program.*

Define the Population Precisely: *Vouchers for the period 1-1-8x to 12-31-8x. First vouchers number = 3689; last vouchers number = 9452.*

Define the Sampling Unit, Organization of Population Itemsn and Random Selection Procedures: *Voucher number recorded in the voucher register sequentially; random number table.*

DESCRIPTION OF ATTRIBUTES	PLANNED AUDIT				ACTUAL RESULTS			
	Expecte Error Rate	Upper Prec Rate	Confi-dence Level	Sample Size	Sample Size	Number of errors	Sample Error Rate	CUPL
1 Voucher file includes proper supporting documents	1	5	90	80	100	1	1%	3.8%
2 Transactions are reasonable for client	0	3	95	100	100	0	0	3
3 Vendors invoice properly approved	1	4	95	160	160	2	13	4
4 Initials indicating internal verification	2	6	90	90	100	10	10	15
5 Approved purchase order corresponds to vendor's invoice	1	6	90	70	100	0	0	2.3
6 Receiving report corresponds to vendor's invoice	1	4	95	160	160	0	0	2
7 Invoice is mechanically accurate and correctly entered in purchase journal	0	3	95	100	100	1	1	4.7
8 Account classification is reasonable	1	4	95	160	160	2	13	4
9 Purchase correctly posted to accounts payable subsidiary record	0	4	95	80	100	0	0	3
10 Purchase correctly posted to perpetual inventory record	1	5	90	80	50	9	18	27.2
11 Documents are canceled	1	4	95	160	160	0	0	1.9

plo, se desarrolla un caso denominado usualmente como *clases de contaminación*. Consiste en suponer que el experto especifica una distribución a priori pero desea protegerse frente a una especificación errónea. Esta protección se concreta determinando un grado de seguridad entre *0* y *1* en la distribución especificada y permitiendo, en el grado complementario, que la distribución fuese otra cualquiera.

Más preciso, la idea es suponer que la distribución a priori de ϕ está dentro de una clase de distribuciones a priori de la forma:

$$\Gamma=\{\xi(\phi)=(1-\varepsilon)\cdot g_0(\phi)+\varepsilon\cdot q(\phi)/q\in D\}$$

donde $\varepsilon \in [0,1]$ expresa el grado de incertidumbre (contaminación) y D es una clase de distribuciones a priori cuya especificación dependerá del tipo de problema que se aborde.

Habitualmente D es una clase muy amplia de distribuciones pudiendo ser la clase de todas las distribuciones de probabilidad. Es evidente que un aumento de la cantidad ε, es decir una mayor contaminación conduce a una menor robustez, o lo que es igual un mayor rango de variación de las cantidades de interés. El análisis del rango de variación en función de ε nos permite concluir sobre el nivel de contaminación admisible a partir del cual el modelo deja de ser robusto.

Como antes se ha indicado la clase D es habitualmente muy amplia y sólo debe restringirse con aquellos aspectos extraordinariamente claros de nuestras creencias a priori y por tanto irrenunciables. Por ejemplo, la condición de unimodalidad ya tantas veces comentada.

Un estudio más detallado de este apartado puede verse en *Hernández* y *Vázquez-Polo (1992)* para el objeto que nos ha ocupado en este trabajo y en *Hernández* y *Vázquez-Polo (1991)* para el problema del tamaño muestral. En suma, podemos pues destacar como conclusión global la metodología aquí presentada:

La necesidad de abordar el problema de la modelización de la opinión a priori del auditor desde el punto de vista que la metodología actual permite. En definitiva, se prueba que existe la posibilidad de descuidar los intentos de forzar al auditor a la elección de una distribución a priori única para ser capaces de procesar modelizaciones de su opinión profesional más flexibles y amplias y por tanto más próximas a sus consideraciones cualitativas.

BIBLIOGRAFÍA

1. **Blocher, E. y Robertson, J.C.** (1.976). *Bayesian Sampling Procedures for Auditors: Computer-Assisted Instruction.* The Accounting Review. April. 359-363.

2. **Blum, J.R. y Rosembaltt, J.** (1967). *On Partial a Priori Information in Statistical Inference.* Annals of Math. Stat., 38, 1671-1678.

3. **Cox, D.R. y Snell, E.J.** (1.979). *On Sampling and the Estimation of Rare Errors.* Biometrika. 66-1. 125-132.

4. **Godfrey, J.T. y Neter, J.** (1.984). *Bayesian Bounds for Monetary-Unit-Sampling in Accounting and Auditing.* Journal of Accounting Research. Vol.22, # 2, 497-525.

5. **Hernández Bastida, A. y Vázquez Polo, F.J.** (1991). *Tamaño muestral óptimo en auditoría contable. Contaminaciones en la opinión del auditor.* Actas V Jornadas ASEPELT-España. Las Palmas de G.C.

6. **Hernández Bastida, A. y Vázquez Polo, F.J.** (1992). *Sobre el Modelo Gamma-Gamma inversa de Cox y Snell para la Determinación de una Cota Superior para el Error Total en Auditoría Contable.* Estudios de Economía Aplicada. VI-Jornadas ASEPELT-España, 97 - 106.

7. **Hernández Bastida, A. y Vázquez Polo, F.J.** (1993). *Métodos para Gestionar Incertidumbre.* Partida Doble. Vol. octubre.

8. **Hodges, J. y Lehman, J.** (1952). *The Use of Previous Experience in Reaching Statistical Decisions.* Annals of Math. Stat., 23, 396-407.

9. **Kudo, H. (1967).** *On Partial Information and the Property of Parametric Sufficiency.* Proc. Fith. Berkeley Symp. Math. Stat. Prob., 1, 251-265.

10. **Steele, A.** (1.992). *Audit Risk and Audit Evidence. The Bayesian Approach to Statistical Auditing.* Academic Press.

11. **Vázquez Polo, F.J.** (1.992). *Técnicas Estadísticas Bayesianas en Auditoría. Un Análisis de Robustez.* Tesis Doctoral. Universidad de Las Palmas de G.C.

12. **Vázquez Polo, F.J. y Hernández Bastida, A.** (1993). *Sensibilidad en un Análisis Estadístico Bayesiano con Cuantiles Conocidos para Auditoría.* Estudios de Economía Aplicada. VII Jornadas ASEPELT-España, 311 - 319.

13. **Vázquez Polo, F.J. y Hernández Bastida, A.** (1994). *On the Behavior of the Posterior Error Rate with Partial Prior Information in Auditing.* Journal of Applied Statistics. (sometido)

BIOGRAFÍA

Francisco José Vázquez

Profesor de Matemáticas para Economistas en la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la ULPGC desde el curso 89-90. Nacido en Cádiz el 01-12-1966. Es licenciado en Grado en Ciencias Matemáticas en las especialidades de Estadística e I. O. por la Universidad de Granada con la calificación de Sobresaliente desde junio de 1989. En julio de 1992, obtiene el Doctorado en Ciencias Económicas y Empresariales por la ULPGC con la calificación de Apto Cum Laude con la tesis doctoral titulada: *Técnicas Estadísticas Bayesianas en Auditoría. Un Análisis de Robustez.* Principalmente, sus trabajos de investigación pueden enmarcarse en la Estadística Bayesiana aplicada y en particular, en sus aplicaciones en Auditoría Contable. Sus trabajos más recientes son: Hernández Bastida, A. y Vázquez Polo, F.J. (1993), Vázquez Polo, F.J. y Hernández Bastida, A. (1993, 1994).

Dirección:
Departamento de Economía Aplicada.
Sección Matemáticas.
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales.
35017 - Las Palmas de Gran Canaria
Tfno.: 45 18 00 - Fax: 45 18 29
Correo Electrónico: vazquez@empres.ulpgc.es

Este trabajo ha sido patrocinado por la

CAJA INSULAR DE AHORROS DE CANARIAS