

**UNA APROXIMACIÓN AL ANÁLISIS DE LOS COSTES DE LA
ESQUIZOFRENIA EN ESPAÑA:
LOS MODELOS JERÁRQUICOS BAYESIANOS**

**F. J. Vázquez-Polo
M. A. Negrín
J. M. Cabasés
E. Sánchez
y grupo RIRAG**

De conformidad con la base quinta de la convocatoria del Programa de Estímulo a la Investigación, este trabajo ha sido sometido a evaluación externa anónima de especialistas cualificados a fin de contrastar su nivel técnico.

ISBN: 84-89116-07-5

La serie **DOCUMENTOS DE TRABAJO** incluye avances y resultados de investigaciones dentro de los programas de la Fundación de las Cajas de Ahorros.
Las opiniones son responsabilidad de los autores.

**Una aproximación al análisis de los costes de la esquizofrenia en España:
los modelos jerárquicos bayesianos**

F.J. Vázquez-Polo^{*}, M.A. Negrín^{*}, J.M. Cabasés^{}, E. Sánchez^{**}, y grupo
RIRAG**

^{*} Departamento de Métodos Cuantitativos en Economía y Gestión, Universidad de Las Palmas de Gran Canaria.

^{**} Departamento de Economía, Universidad Pública de Navarra.

Correspondencia:

F.J. Vázquez Polo y M. A. Negrín: Departamento de Métodos Cuantitativos en Economía y Gestión. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Las Palmas de Gran Canaria. 35017 Las Palmas de Gran Canaria. Email: {fjvpolo ó mnegrin}@dmc.ulpgc.es

J.M. Cabasés: Departamento de Economía, Universidad Pública de Navarra. 31006 Pamplona. Email: jmcabases@unavarra.es

Una aproximación al análisis de los costes de la esquizofrenia en España: los modelos jerárquicos bayesianos

Abstract

Objetivo: Comparar la utilización de recursos y los costes de los pacientes de esquizofrenia en cuatro áreas de salud mental en España, con el fin de discutir los factores determinantes de los costes y las diferencias entre distintas zonas geográficas.

Material y métodos: Se ha empleado para el análisis datos sociodemográficos, instrumentos de evolución clínica y de utilización de servicios. Se han medido los costes unitarios en euros. La metodología desarrollada para el análisis han sido los modelos jerárquicos bayesianos.

Resultados: Nuestro estudio muestra que las variables que influyen en un menor coste en el paciente son la convivencia familiar, la mayor edad del paciente y encontrarse trabajando. Por el contrario, el número de recaídas se asocia a un incremento en los costes. No se ha podido demostrar la existencia de disparidades en la utilización de recursos entre las áreas analizadas.

Palabras claves: Esquizofrenia, modelos multinivel, modelos jerárquicos, inferencia bayesiana, coste y análisis de costes.

Introducción

La toma de decisiones sanitarias no puede efectuarse sin un análisis previo del coste de la enfermedad, particularmente en aquellos trastornos con una alta carga de morbilidad como la esquizofrenia. De acuerdo con el informe del Banco Mundial de 1993, las enfermedades neuropsiquiátricas constituyen la segunda carga de morbilidad en el mundo atribuible a enfermedades no infecciosas. Sin embargo, ocupan un lugar muy inferior en la asignación de recursos en los países con una economía de mercado consolidada.

En el ámbito internacional, en un estudio sobre los costes de las enfermedades mentales en EEUU, la esquizofrenia ocupaba el primer lugar en cuanto a las enfermedades individualizadas, con un 25.8% de los costes directos, un 17% del total de los costes indirectos por morbilidad, y el 11% de los costes indirectos por mortalidad. En lo referente a otros costes (crimen, subsidios, encarcelamiento y cuidados familiares), la esquizofrenia representa el 54.5% del subtotal. Sobre unos gastos totales de enfermedades mentales de 147.847 millones de dólares, los costes asociados a esquizofrenia fueron de 32.538 millones de dólares en 1990 (Rice y Miller, 1996).

En España, el grupo Psicost ha contribuido al desarrollo de la metodología para la evaluación de servicios y costes de la enfermedad crónica en España. (Cabasés *et al.*, 2002; Haro *et al.*, 1998; Salvador- Carulla *et al.*, 1999; Salvador-Carulla *et al.*, 2000; Agustench *et al.*, 2000)

La mayoría de los estudios sobre los determinantes del coste han sido desarrollados a nivel de hospitales (Zuckerman *et al.*, 1994; Carey, 1997; Linna, 1998). Sin embargo, la creciente descentralización del cuidado sociosanitario hacia servicios no hospitalarios, ya sean unidades de rehabilitación, servicios ambulatorios, asistencia en la propia casa del enfermo, etc., ha reducido el interés por el estudio de funciones de costes agregadas por hospitales. En general, el paciente es ingresado en las fases más avanzadas de la enfermedad, por lo que la consideración únicamente de los costes hospitalarios no sería adecuada. Este hecho se agrava cuando estudiamos enfermedades como la esquizofrenia, en la que el peso relativo de los costes hospitalarios decrece frente a otro tipo de costes como los medicamentos o los cuidados informales (Weinberger *et al.*, 1993; Livingston *et al.*, 1997, Souetre *et al.*,

1999). Este trabajo emplea unidades micro (“pacientes”) para analizar los determinantes de los costes en España.

Existen importantes divergencias en la provisión de servicios sociosanitarios entre las regiones españolas (Salvador-Carulla *et al.*, 2003). Este hecho debe ser considerado en la evaluación de los costes. Por esta razón, en este trabajo proponemos una técnica estadística adecuada para examinar el efecto de estas divergencias regionales en los costes del paciente: la modelización multinivel. Los modelos multinivel permiten analizar datos que muestran una estructura jerarquizada consistente en múltiples unidades “micro” anidadas dentro de unidades “macro”. Con este tipo de modelos podemos evaluar qué porcentaje de la variabilidad de los datos es atribuible a características individuales y qué porcentaje es atribuible al área. Además, al tratarse de un estudio longitudinal en el que las variables de interés son tomadas para cada paciente a lo largo del tiempo, nos encontramos con lo que se ha denominado en la literatura “modelos mixtos” o “modelos jerárquicos”, que combinan la existencia de observaciones repetidas para los pacientes, donde el tiempo es considerado una variable más explicativa del modelo, junto con la existencia de niveles superiores en los que se agrupan los pacientes, como son las áreas geográficas. Varios autores han propuesto la aplicación de los modelos jerárquicos en diferentes áreas de economía de la salud (Rice y Jones, 1997; Carey, 2000; Goldstein *et al.*, 2002).

Este trabajo presenta la estimación bayesiana de los modelos multinivel, usando métodos de simulación Markov Chain Monte Carlo (MCMC) (Gilks *et al.*, 1996; Browne, 1998). La perspectiva bayesiana permite una interpretación natural de los resultados en términos de probabilidad, así como la incorporación de información a priori en el análisis (O’Hagan y Stevens, 2003)

Una planificación adecuada y coste efectiva de las necesidades existentes en relación con los servicios de salud mental para pacientes con esquizofrenia requiere una información precisa sobre los factores que influyen a corto, medio y largo plazo en el coste del tratamiento psiquiátrico y del cuidado psicosocial. Por tanto, el objetivo de este trabajo es determinar las variables relevantes en los costes asociados con el paciente que padece esquizofrenia, atendiendo a las diversidades geográficas existentes en la provisión de infraestructuras de dichos servicios en España. Se utiliza para ello el análisis bayesiano jerárquico y se centra el estudio en cuatro áreas sanitarias de España.

Se proponen dos escenarios distintos, en función de los costes unitarios utilizados. En el primero de ellos (escenario 0), se utilizan como costes unitarios de referencia los obtenidos de una sola área geográfica, por lo que las variaciones en los costes únicamente vienen explicada por el diferente uso de recursos. En el segundo (escenario1), se analizan las variaciones en la utilización de recursos a través de los distintos niveles, utilizando los costes unitarios propios de cada área.

Material y métodos

Datos

Se tomaron datos de cuatro áreas pequeñas, seleccionadas por ser representativas de contextos socioeconómicos diversos, y diferir en la organización y disponibilidad de servicios. Las cuatro áreas que participan en el estudio se ubican en Barcelona, Granada, Madrid y Navarra (Salvador-Carulla *et al.*, 2003).

El área de actuación de Barcelona es el sector de Gavá. Se trata de un área urbana de 135.000 habitantes que posee doce servicios de salud mental independientes, entre los que destacan el Hospital Sant Joan de Déu, que incluye una unidad de agudos, de subagudos y una unidad de media y larga estancia; dos pisos protegidos; dos centros de día, y el centro de salud mental Gavá.

El área de Loja es un área rural de la provincia de Granada, y cuenta con 63.490 habitantes. Loja posee once servicios independientes de salud mental: el Hospital Clínico Universitario San Cecilio, con unidad de salud mental, unidad de trastornos y urgencias psiquiátricas; una comunidad terapéutica; dos casas hogar; un hospital de día; una unidad de rehabilitación, y un taller ocupacional, entre otros.

En Madrid se ha analizado el distrito de Salamanca, de 142.001 habitantes. En dicho distrito se encuentran catorce unidades independientes de salud mental, destacando el Hospital Universitario La Princesa; las unidades de media y larga estancia Benito Menni y de San Juan de Dios de Ciempozuelos; los hospitales de día de Chamartín o de la Clínica del Trabajo, y los centros de rehabilitación laboral Nueva Vida y San Enrique.

El área de inclusión de Navarra es el distrito de salud de Burlada, que supone unos 65.000 habitantes. Once son los servicios mentales disponibles en dicha área. Las unidades de hospitalización psiquiátrica del Hospital Virgen del Camino y del Hospital de Navarra; la clínica Padre Menni; la clínica de Rehabilitación; dos hospitales de día, y los centros Talluntxe y Aranzadi son algunos ejemplos.

En cada centro se seleccionó una muestra representativa de casos de esquizofrenia según prevalencia asistida. Los criterios de inclusión fueron: diagnóstico de esquizofrenia (criterios DSM-IV), edad entre 18 y 65 años, y haber contactado con los servicios de salud mental de las áreas seleccionadas durante el periodo de seis meses designado para la inclusión. Se excluyeron los pacientes con diagnóstico primario de desorden neurológico o retraso mental, obteniendo una muestra de 356 pacientes.

TABLA 1.

Descriptivo de las Áreas de Salud

Área de Salud	Provincia	Habitantes del área de salud	Número de pacientes seleccionados	Registro del que fueron seleccionados
Gavá	Barcelona	135.000	86	Centro de salud mental de Gavá
Loja	Granada	63.490	73	Casos de esquizofrenia de Granada Sur
Salamanca	Madrid	142.001	105	Casos psiquiátricos de la Comunidad de Madrid
Burlada	Navarra	65.000	92	Sistema de Información Sanitaria de Navarra (SISNA)
Totales	-	405.491	356	-

Los pacientes fueron evaluados en tres momentos: a la entrada en el estudio, al año y a los dos años. La evaluación consistió de dos entrevistas, una al paciente y otra a un familiar del paciente, y en la revisión de la historia clínica.

Los instrumentos de medida utilizados incluían instrumentos de evolución clínica y de utilización de servicios:

- Cuestionario sociodemográfico e historia clínica.
- Escala de Síntomas Positivos y Negativos (PANSS), versión española (Kay *et al.*, 1986; Peralta y Cuesta, 1994). La PANSS mide 30 ítems de síntomas utilizando un

formato de entrevista semiestructurada. Los síntomas se clasifican en tres subescalas: positiva, negativa y psicopatología general.

- Global Assessment of Functioning Scale (GAF), versión española (Endicott *et al.*, 1976). Esta escala es parte del eje V del DSM-IV. Mide el funcionamiento global del paciente y se evalúa de 0 a 100, con puntuaciones más altas para un mejor funcionamiento.
- Disability Assessment Schedule short version (DASsv) desarrollado en Sartorius *et al.*, 2002. La DASsv es la medida de discapacidad en la clasificación multiaxial de la CIE-10. Valora cuatro áreas de incapacidad: autocuidado, roles familiares, trabajo y adaptación social. Toma valores de 0 a 5, con puntuaciones mayores expresando una mayor discapacidad.
- El EQ-5D, un instrumento genérico de calidad de vida asociada a la salud. Concretamente la escala visual analógica (EVA), donde el individuo valora su salud en una escala de 0 a 100. El instrumento está validado en castellano (Brooks, 1996; Badía *et al.*, 1999).
- El Cuestionario de Evaluación de Costes de la Esquizofrenia (CECE): Este instrumento contiene un inventario de utilización de servicios sanitarios y sociales así como información sobre costes indirectos (Haro *et al.*, 1998). Está inspirado en el Client Service Receipt Inventory (CSRI) (Beecham 1994).

La tabla 2 resume algunos estadísticos descriptivos de la muestra para el primer año de estudio.

En este trabajo se han considerado exclusivamente los costes directos sanitarios y sociales, pero no se han tenido en cuenta costes que a priori podemos suponer elevados, como son los costes informales e indirectos. Respecto a los costes de cuidados informales, existe una primera aproximación a éstos (Cabasés *et al.*, 2002) donde se constata una notable diferencia entre dos de las áreas analizadas (Gavá y Burlada) que pudieran sesgar los resultados del análisis realizado en este estudio.

El cálculo de costes de una determinada enfermedad implica dos factores principales: utilización de recursos y costes unitarios. En la mayoría de los trabajos realizados, el énfasis se sitúa en el análisis de utilización de recursos. Así, por ejemplo, en el contexto de estudios multinacionales es común que el rango de precios de un determinado país sirva para evaluar el uso de recursos en todos los países (Sculpher *et al.*, 2000; Scott *et al.*, 1995; Rajan *et al.*, 1995; Nord *et al.*, 1997; Dasbach *et al.*,

1999). Otras evaluaciones reconocen las implicaciones del uso de diferentes costes unitarios en los resultados finales (Schulman *et al.*, 1996; Jonsson *et al.*, 1999). En España no existe una base de datos completa de costes unitarios, aunque sí algunas con información parcial (SOIKOS, 2002).

TABLA 2.

Descriptivos muestrales. Media (desviación típica) o porcentaje.

	Gavá	Loja	Salamanca	Burlada	Total
Edad	37.53 (11.67)	38.12 (9.07)	37.68 (9.03)	40.4 (10.91)	38.44 (10.25)
Mujer	31.40	21.92	33.33	36.96	31.46
Años enfermo	15.01 (10.68)	15.01 (7.29)	13.87 (8.65)	14.25 (9.09)	14.47 (9.04)
Pareja	20.93	9.59	10.48	14.13	13.76
Trabaja	12.79	17.81	24.76	25.00	20.51
Convivencia:					
Familiar	87.21	87.67	79.05	84.78	84.27
Solo/a	8.14	4.11	12.38	6.52	8.15
Vivienda protegida/institución	4.65	0.00	1.90	4.35	2.81
Nº recaídas	0.8 (0.97)	0.7 (1.01)	0.68 (0.78)	0.17 (0.41)	0.58 (0.85)
Nº inten. suicidio	0.05 (0.26)	0.11 (0.43)	0.08 (0.3)	0.02 (0.15)	0.06 (0.3)
GAF-clínico	46.59 (14.94)	49 (11.85)	55.37 (19.43)	50.96 (13.97)	51.36 (16.2)
GAF-social	48.63 (14.59)	42.11 (13.48)	51.91 (20.55)	47.46 (13.45)	48.18 (16.8)
GAF-general	44.14 (14.58)	43 (13.05)	52.88 (20.01)	49.44 (12.78)	48.44 (16.47)
DAS-personal	0.96 (1.15)	0.95 (1.11)	1.24 (1.29)	0.69 (0.98)	0.98 (1.17)
DAS-ocupacional	3.96 (1.77)	4.7 (1)	2.96 (1.9)	3.74 (1.95)	3.69 (1.85)
DAS-familiar	2.08 (1.26)	2.33 (1.94)	1.96 (1.4)	1.74 (1.66)	2 (1.58)
DAS-otros	3.06 (1.45)	2.18 (1.15)	2.44 (1.47)	2.12 (1.36)	2.41 (1.41)
PANSS-positivo	16.12 (6.26)	15.03 (5.75)	12.36 (6.27)	11.99 (5.47)	13.85 (6.19)
PANSS-negativo	22.2 (9.33)	19.8 (7.19)	17.01 (8.95)	20.85 (7.38)	20.04 (8.5)
PANSS-general	35.2 (11.6)	32.65 (8.42)	33.08 (11.71)	31.49 (8.64)	33.15 (10.34)
EVA	63.35 (24.1)	57.18 (22.7)	55.08 (23.81)	57.82 (17.59)	58.4 (22.17)

En este trabajo hemos tratado de obtener costes unitarios para cada una de las áreas considerados a partir de la contabilidad de cada unidad asistencial. Obviamente, otros procedimientos para la obtención de costes, como el ABC (Robleda, 2002), pueden ser también utilizados.

El listado de costes unitarios obtenido se muestra en la tabla 3. Se muestran los costes de atención individual en centros ambulatorios de salud mental diferenciados por categoría profesional (psiquiatra, psicólogo, enfermería, trabajador social, etc.); los costes de día de hospitalización en unidades de agudos o de media y larga estancia, y

el coste diario de asistencia a hospitales de día, residencias, hogares protegidos o centros de terapia ocupacional.

No fue posible obtener costes unitarios para todos y cada uno de los recursos considerados, excepto para el área de Loja (Saldivia, 2000). Aquellos costes unitarios para los que no se pudieron conocer datos fueron simulados a partir del siguiente supuesto: se consideró que la distribución de los costes entre recursos, para cada uno de los tres bloques considerados (atención sanitaria extrahospitalaria, atención hospitalaria y, por último, cuidados intermedios y servicios sociales) es igual entre áreas, tomándose como referencia Loja. Estos costes “simulados” se muestran en negrita en la tabla 3. En todos los casos, la fiabilidad de los resultados fue sometida tanto a un análisis de sensibilidad como al juicio de expertos, buscando garantizar la consistencia.

TABLA 3.

Costes unitarios de la esquizofrenia por áreas, año 1997, en euros.

Año 1997	Gavá	Loja	Salamanca	Burlada
Urgencias	295.11	58.24	59.49	216.36
Psiquiatra	73.44	50.80	41.49	92.88
Psicólogo	83.87	38.38	38.28	78.23
Enfermería	87.25	25.22	30.96	65.65
Trabajador Social	71.41	24.27	30.90	41.00
Terapias de grupo (consulta privada)	68.47	30.05	30.69	64.36
Médico general	87.77	38.52	39.34	84.14
Especialista	197.32	86.60	88.46	96.16
Medicina alternativa	47.93	21.04	21.49	45.06
U de agudos Hospital General	133.93	315.68	188.07	240.40
U de agudos Hospital Psiquiátrico	73.58	146.86	119.61	78.13
U de media y larga estancia	38.50	117.31	37.77	80.78
Hogares protegidos	47.53	12.98	21.61	38.10
Residencias	100.51	31.17	27.80	91.46
Hospital de día	46.30	14.06	47.48	33.06
Centro de terapia ocupacional*	20.69	8.47	14.09	33.06

* Centro de terapia ocupacional, no se realiza distinción entre si el paciente duerme o no en dicho centro.

Ciertamente, la disparidad que presentan los costes unitarios en las diferentes zonas analizadas merece algún comentario. Sus causas pueden ser muy diversas: pueden aparecer contabilizadas asistencias con grandes diferencias prácticas; por ejemplo, diferentes grados de enfermería asistencial, entre otras. En definitiva, aunque englobados en un mismo apartado, los costes pueden presentar esta disparidad por haber sido calculados de formas diferentes y por proceder de fuentes de información

también diferentes. La situación en las comparaciones entre estados europeos es muy parecida. En España no existe una metodología uniforme de contabilidad de recursos socio sanitarios, y en este contexto es en el que analizamos el problema planteado.

Proponemos, por tanto, dos escenarios alternativos para el análisis del coste de la enfermedad. El “escenario 0”, para el que se emplean los costes unitarios de una única área, Loja, para evaluar el uso de recursos de las cuatro áreas estudiadas. Así, las diferencias en costes entre pacientes se deben únicamente a una diferente utilización de recursos. En el “escenario 1” se aplican los costes unitarios de cada una de las áreas de la tabla 3.

El escenario 1 representa el análisis de los costes reales, y por lo tanto el objetivo ideal. Debido a los problemas de obtención de dichos costes comentados anteriormente -algunos han sido simulados-, se plantea el escenario 0, que analiza la utilización de los recursos, y se presenta el escenario 1 como análisis de sensibilidad.

Los costes de los años siguientes se obtuvieron aplicando la tasa de inflación provincial interanual, proveniente del Instituto Nacional de estadística (I.N.E.), a los costes del año 1997. Los costes unitarios de los fármacos fueron los mismos para las cuatro áreas, y se obtuvieron del Vademécum de medicamentos del sistema sanitario público.

Modelo

En este trabajo se utilizan modelos bayesianos jerárquicos. La estadística bayesiana es ampliamente empleada en el contexto específico de evaluaciones económicas para el ámbito sanitario. Entre sus ventajas destacamos la posibilidad de incorporar información a priori, así como la interpretación de los resultados en términos de probabilidad. Además, en nuestro estudio los datos provienen de distintas áreas geográficas. En consecuencia, se debe procurar realizar modelos probabilísticos que tengan en consideración este hecho y presenten estructuras en los errores (Dunn *et al.*, 2003).

Los tres niveles -año, paciente y áreas geográficas- forman una estructura jerárquica natural para analizar cada nivel simultáneamente. Estos modelos multinivel, también denominados modelos lineales jerárquicos, han sido ampliamente aplicados en

numerosas áreas de las ciencias sociales. Los modelos multinivel, diseñados para el análisis de datos individuales agrupados en jerarquías o niveles, son particularmente apropiados para este trabajo, ya que combinan efectos relativos al individuo con efectos del área de estudio en el que vive el individuo. Con este modelo podemos evaluar qué proporción de la variabilidad de la variable dependiente, coste (c_{ijk}), es debida a las características individuales, y qué proporción es debida al grupo al que pertenece.

El coste individual de cada paciente en cada año viene jerarquizado en pacientes, y éstos a su vez en áreas geográficas. Para modelizar esta jerarquía incluiremos un término aleatorio correspondiente a cada nivel. Este término de perturbación recoge el efecto del paciente y del área en la variable dependiente. Además, es común que los costes presenten un alto grado de asimetría, por lo que el supuesto de normalidad no sería adecuado. La distribución log-normal se ajusta bien a esta asimetría, por lo que se empleará como variable dependiente la transformación logarítmica de los costes (O'Hagan y Stevens, 2003). Como variables explicativas ($x_{1ijk}, x_{2ijk}, \dots, x_{hijk}$) se emplearán las mostradas en la tabla 2. En las ciencias sociales, es habitual que las variables explicativas en las regresiones estén centradas con respecto a su media, principalmente para permitir una interpretación directa de la constante: el valor de la variable a explicar cuando todas las variables explicativas tomen valor cero. En este trabajo optamos por utilizar variables centradas con respecto a su media, excepto aquéllas que posean un carácter cualitativo como puede ser el sexo o la situación laboral. El empleo de variables centradas no sólo presenta ventajas interpretativas de los resultados, sino que además reduce el tiempo de convergencia en los procesos de simulación (Kreft *et al.*, 1995; Hofman y Gavin, 1998). Así, el modelo podría venir expresado como:

$$\ln c_{ijk} = \beta_{0ijk} + \beta_1 x_{1ijk} + \beta_2 x_{2ijk} + \dots + \beta_h x_{hijk}$$

$$\beta_{0ijk} = \beta_0 + \mu_{ijk} + \varepsilon_{jk} + v_k$$

$$\mu_{ijk} \sim N(0, \sigma_\mu^2), \quad \varepsilon_{jk} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad v_k \sim N(0, \sigma_v^2)$$

$$\text{cov}(\mu_{ijk}, \varepsilon_{jk}) = 0, \quad \text{cov}(\mu_{ijk}, v_k) = 0, \quad \text{cov}(\varepsilon_{jk}, v_k) = 0$$

Los subíndices $(i = 1, \dots, 1068)$, $(j = 1, \dots, 356)$ y $(k = 1, \dots, 4)$ hacen referencia a cada uno de los niveles considerados, datos, paciente y área geográfica, respectivamente.

Los coeficientes $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_h$ son denominados habitualmente parámetros fijos del modelo, y al conjunto de varianzas $(\sigma_\mu^2, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_v^2)$ se les denomina parámetros aleatorios. Esta distinción no es apropiada desde la perspectiva bayesiana, ya que dicha metodología no distingue entre parámetros fijos y aleatorios. Browne y Draper (2000) realizan una detallada comparación de la estimación clásica y bayesiana de este tipo de modelos.

Por simplicidad, se muestra un modelo con efecto nivel únicamente en el término constante (β_{0ij}) . Sin embargo, es posible que los coeficientes del resto de variables explicativas presenten cierto grado de heterogeneidad, principalmente a nivel de área. Por ello proponemos un modelo alternativo, que denominamos “modelo completo”, que permita variabilidad en el valor de los coeficientes de regresión entre áreas. El modelo quedaría:

$$\ln c_{ijk} = \beta_{0ijk} + \beta_{1k} x_{1ijk} + \beta_{2k} x_{2ijk} + \dots + \beta_{hk} x_{hijk}$$

$$\beta_{0ijk} = \beta_0 + \mu_{ijk} + \varepsilon_{jk} + v_{0,k}$$

$$\beta_{1k} = \beta_1 + v_{1,k}$$

$$\beta_{2k} = \beta_2 + v_{2,k}$$

...

$$\beta_{hk} = \beta_h + v_{h,k}$$

$$\mu_{ijk} \sim N(0, \sigma_\mu^2), \quad \varepsilon_{jk} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2),$$

$$v_k = (v_{0,k}, v_{1,k}, v_{2,k}, \dots, v_{h,k}) \sim NMV((0, 0, 0, \dots, 0), \Sigma_v)$$

La aproximación bayesiana permite la incorporación de información previa al estudio a través de las distribuciones a priori. En los modelos multinivel, uno de los temas de estudio es la elección de distribuciones a priori a utilizar. En este trabajo empleamos el modelo condicional conjugado, que permite la aplicación del muestreo de Gibbs (Gelfand y Smith, 2000). Para una revisión detallada de qué distribución a priori utilizar, ver Browne (1998).

$$(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_h) \sim NMV(\beta^0, V^0),$$

$$\sigma_\mu^2 \sim IG(a_\mu, b_\mu), \sigma_\varepsilon^2 \sim IG(a_\varepsilon, b_\varepsilon), \Sigma_v \sim IW(A, f)$$

donde β^0 y V^0 son la media y la matriz de varianzas-covarianzas a priori del vector $\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_h)$; y a y b indican los parámetros de forma y escala de la distribución gamma. Se propone como distribución a priori de la matriz de varianzas-covarianzas Σ_v la distribución inversa de Wishart, definida por la matriz A y los grados de libertad f . La esperanza a priori de Σ_v es $(f-3)^{-1}A$ si $f > 3$.

En este trabajo se estudian, por primera vez en España, los determinantes de los costes en pacientes esquizofrénicos. Por ello suponemos carencia de conocimiento inicial a través de distribuciones a priori desinformativas. Esta carencia de información a priori vendrá recogida por los siguientes parámetros de la distribución a priori:

$$\beta^0 = (0, 0, \dots, 0), \quad (\Sigma^0)^{-1} = \begin{pmatrix} 0.00001 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0.00001 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0.00001 \end{pmatrix}$$

$$a_\mu = 0.001, \quad b_\mu = 0.001, \quad f = h+1, \quad A = I_{h+1}$$

La estimación bayesiana se realizará a partir de técnicas de simulación MCMC (Gilks *et al.*, 1996). Browne *et al.* (2002) muestran cómo dicho método obtiene estimaciones más eficientes y robustas que las obtenidas por métodos clásicos de estimación de máxima verosimilitud como los mínimos cuadrados generalizados iterativos (IGLS) o su versión restringida (RIGLS), además de converger muy rápidamente. Para la simulación se ha utilizado el programa estadístico WinBUGS en su versión 1.4 (Spiegelhalter *et al.*, 2003)

Resultados

La tabla 4 muestra algunos estadísticos descriptivos de los costes estimados en cada área de salud mental para cada uno de los años de estudio.

TABLA 4.

Costes según concepto, área geográfica y año. Media (desviación típica).

	Año	Costes recursos (escenario 0)	Costes recursos (escenario 1)	Costes medicamento	Costes totales (escenario 0)	Costes totales (escenario 1)
Gavá	1º	3731.14 (7616.16)	3773 (6217.86)	774.25 (845.43)	4505.39 (7734.24)	4547.24 (6328.97)
	2º	3714.64 (9331)	4235.86 (8196.12)	1137.14 (1479.88)	4809.25 (9189.75)	5330.47 (8095.04)
	3º	4478.86 (11898.23)	3616.19 (6206.49)	956.2 (1290.69)	5619.63 (11714.52)	4756.97 (6113.19)
Loja	1º	1551.16 (3369.62)	1551.16 (3369.62)	910.67 (1045.17)	2473.98 (3658.49)	2473.98 (3658.49)
	2º	1393.12 (3158.67)	1393.12 (3158.67)	1237.88 (1400.69)	2589.58 (3801.39)	2589.58 (3801.39)
	3º	1024.36 (1932.09)	1024.36 (1932.09)	1123.75 (1296.81)	2210.25 (2178.72)	2210.25 (2178.72)
Salamanca	1º	3608.57 (6468.68)	2724.8 (3683.2)	1627.92 (4027.61)	5399.45 (7621.65)	4515.69 (5530.63)
	2º	3248.58 (7813.76)	2232.02 (3987.63)	1698.44 (3351.4)	5189.46 (8375.71)	4172.9 (5153.06)
	3º	3010.95 (8674.13)	1732.26 (3297.28)	1149.81 (1745.62)	4362.05 (8596.02)	3083.36 (3672.73)
Burlada	1º	2608.08 (6873.67)	3638.8 (8120.78)	586.33 (707.69)	3194.41 (6987.73)	4225.13 (8213.61)
	2º	1615.74 (3845.24)	3328.21 (7619.69)	997.09 (1110.76)	2622.9 (3922.67)	4335.38 (7678.94)
	3º	2742.11 (8396.42)	4079.09 (9418.84)	1477.14 (1610.86)	4241.79 (8479.79)	5578.78 (9632.11)
Total	1º	2918.97 (6425.47)	2994.26 (5873.24)	1005.44 (2334.15)	3926.82 (6866.13)	4002.11 (6310.87)
	2º	2538.46 (6704.45)	2895.85 (6372.77)	1287.16 (2146.35)	3855.87 (6944.74)	4213.26 (6627.31)
	3º	2838.35 (8602.11)	2683.83 (6284.34)	1182.29 (1527.66)	4152.67 (8560.98)	3998.15 (6444.66)

Escenario 0

El primer escenario representa un análisis de utilización de recursos, ya que se han empleado los mismos costes unitarios para cada una de las áreas. En la tabla 4 se observa que los costes estimados según el escenario 0 respecto al escenario 1 son menores para el área de Gavá y Burlada, y mayores para el barrio de Salamanca, debido a los costes unitarios mayores de Gavá y Burlada con respecto a los de Loja.

En la primera columna de la tabla 5 se muestran los resultados del modelo que incluye sólo la constante. Esta información preliminar es útil para conocer cómo se distribuye la varianza total en los costes según niveles. En el primer nivel, correspondiente al

nivel dato, la varianza media estimada es de 0.6708. La varianza media estimada entre pacientes es 1.103, existiendo una probabilidad del 95% de que dicha varianza tome valores entre 0.886 y 1.3561. En cuanto a la estimación de la varianza entre áreas geográficas, se estima un valor medio a posteriori de 0.4126 unidades, con un intervalo de credibilidad asociado de (0.0213, 2.099). Como era de esperar, la mayor parte de la variación de los costes se sitúa en el nivel del paciente (50.45% de la varianza total). El área de salud sería responsable del 18.87% de la variación total de los datos, aunque el intervalo bayesiano es muy amplio. El coste medio estimado para la totalidad de los datos es de 4243.739 euros. Estas medidas hacen referencia solamente a la variación en la constante, y nos sirven como modelo de referencia del modelo completo que incorpora características predictoras de los costes en los diferentes niveles.

La segunda columna de la tabla 5 muestra los resultados del modelo jerárquico incorporando variables explicativas de los costes correspondientes del primer y segundo nivel. Dentro de las características del primer nivel incluimos la edad (que nos servirá como variable tendencia), la situación laboral del paciente, el tipo de convivencia, tener marido, esposa o pareja en el momento de la encuesta, el número de recaídas psicóticas e intentos de suicidio, el G.A.F. clínico, social y general, el D.A.S. en relación al cuidado personal, el funcionamiento ocupacional, el funcionamiento familiar o el funcionamiento en otras actividades, la escala visual analógica EVA, (obtenida a partir de instrumento EQ-5D) y el P.A.N.S.S. positivo, negativo y general. En las variables correspondientes al segundo nivel, paciente, consideramos el sexo y los años de padecimiento de la enfermedad previos al comienzo del estudio.

La varianza de los datos no explicada por las covariables es estimada ahora en 0.5987 euros. La varianza entre pacientes, nivel dos, también se ha visto reducida al controlar por las características individuales de los mismos, situándose en 0.8019. Por último, la varianza entre áreas de salud se sitúa en 0.2751 unidades en términos medios.

Como la variable dependiente ha sido transformada en forma logarítmica, los coeficientes no pueden ser interpretados directamente, sino que precisan de la transformación exponencial. Así, la exponencial de los coeficientes puede ser interpretada como el cambio proporcional de los costes debido a un cambio unitario en la variable independiente.

TABLA 5.

Modelos jerárquicos bayesianos. Resultados de la estimación de los parámetros.

		Escenario 0			Escenario 1		
		Exp (β) IB- 95%					
Cte	β IB _{95%}	7.26 (6.66, 7.849)	9.651 (8.26, 10.99)	9.489 (7.744, 11.31)	7.43 (6.738, 8.105)	9.735 (8.349, 11.05)	9.566 (7.875, 11.34)
Edad			0.982 (0.9639, 1.001)	0.99 (0.9168, 1.355)		0.9856 (0.968, 1.004)	0.976 (0.961, 1.0540)
Mujer			0.8803 (0.6614, 1.145)	0.98 (0.2373, 1.327)		0.8936 (0.679, 1.146)	0.971 (0.524, 1.2141)
Años enfermo			0.9981 (0.9787, 1.018)	0.9856 (0.949, 1.191)		1.002 (0.983, 1.02)	1.036 (0.9872, 1.038)
Pareja			1.029 (0.7171, 1.434)	1.008 (0.7149, 1.274)		1.017 (0.7219, 1.402)	1.026 (0.5308, 1.365)
Trabaja			0.7628 (0.5583, 1.007)	0.8128 (0.5968, 1.034)		0.7689 (0.5721, 1.002)	0.7102 (0.4206, 0.974)
Familiar			0.2484 (0.122, 0.455)	0.3095 (0.0701, 0.607)		0.2096 (0.107, 0.3727)	0.2128 (0.061, 0.6097)
Solo/a			0.3234 (0.1537, 0.604)	0.3477 (0.1636, 0.781)		0.2585 (0.128, 0.4668)	0.2777 (0.052, 0.8396)
Otro			0.3018 (0.1245, 0.635)	0.4453 (0.175, 0.7141)		0.2493 (0.1073, 0.505)	0.2663 (0.0644, 0.522)
Viv. prot./instit.			Ref.	Ref.		Ref.	Ref.
Nº recaídas			1.51 (1.361, 1.669)	1.41 (1.246, 1.5773)		1.412 (1.281, 1.55)	1.492 (1.2629, 1.661)
Nº inten. suicidio			1.231 (0.7821, 1.822)	1.643 (0.778, 1.9807)		1.208 (0.7879, 1.754)	1.2491 (0.5349, 1.974)
GAF-clinico			0.9908 (0.9772, 1.005)	1.013 (0.9516, 1.063)		0.9928 (0.9799, 1.006)	1.0199 (0.8161, 1.239)
GAF-social			0.9846 (0.9696, 0.991)	0.9911 (0.987, 1.0375)		0.988 (0.974, 1.002)	0.991 (0.923, 1.0401)
GAF-general			1.013 (0.9926, 1.035)	1.023 (0.942, 1.0658)		1.01 (0.9901, 1.03)	1.027 (0.935, 1.053)
DAS-personal			1.027 (0.9356, 1.124)	1.09 (0.5047, 1.344)		1.038 (0.9505, 1.131)	1.092 (0.936, 1.197)
DAS-ocupacional			0.9505 (0.8862, 1.017)	1.082 (0.509, 1.301)		0.957 (0.896, 1.021)	0.984 (0.545, 1.3059)
DAS-familiar			1.069 (0.9961, 1.145)	1.015 (0.765, 1.2338)		1.066 (0.9969, 1.138)	1.0278 (0.788, 1.256)
DAS-otros			0.9776 (0.8873, 1.073)	0.9987 (0.6269, 1.303)		0.9591 (0.8753, 1.049)	0.98133 (0.9323, 1.048)
PANSS-positivo			0.9875 (0.9682, 1.008)	0.9870 (0.9509, 1.003)		0.9892 (0.9708, 1.008)	0.9872 (0.976, 1.0389)
PANSS-negativo			1.003 (0.9869, 1.02)	1.099 (0.961, 1.211)		1.006 (0.9903, 1.022)	1.0902 (0.9608, 1.257)
PANSS-general			1.01 (0.9978, 1.023)	1.083 (0.9650, 1.246)		1.008 (0.9956, 1.019)	1.008 (0.9659, 1.022)
EVA			1.002 (0.9979, 1.007)	1.048 (0.722, 1.307)		1.002 (0.998, 1.006)	1.062 (0.7361, 1.306)
σ_{μ}^2		0.6708 (0.5839, 0.772)	0.5987 (0.5166, 0.695)	0.5421 (0.464, 0.6329)	0.5731 (0.4984, 0.660)	0.5318 (0.4586, 0.616)	0.4862 (0.5676, 0.416)
σ_{ε}^2		1.103 (0.886, 1.3561)	0.8019 (0.617, 1.023)	0.7351 (0.5625, 0.937)	1.036 (0.8339, 1.267)	0.7551 (0.5846, 0.999)	0.7007 (0.537, 0.8855)
σ_{ν}^2		0.4126 (0.0213, 2.099)	0.2751 (0.0141, 1.396)	Ver Tabla 6	0.5333 (0.0364, 2.761)	0.4177 (0.0303, 2.078)	Ver Tabla 6
DIC		1869.460	1765.040	1759.010	1798.110	1705.250	1699.120

En términos medios, las mujeres presentan unos costes un 12.07% menores que los hombres, aunque la gran amplitud del intervalo de probabilidad no permita asegurar la relevancia estadística de dicha variable. También se observa que cuanto mayor sea la edad del paciente menores serán sus costes, estimándose una reducción media del 1.8%. La edad puede interpretarse como la variable tendencia del modelo. Hemos supuesto un modelo de crecimiento lineal debido al corto horizonte temporal, insuficiente para observar un crecimiento polinómico. El efecto negativo de la edad en los costes ha sido encontrado en muchos otros estudios de análisis de costes en pacientes con esquizofrenia (Byford *et al.*, 2001; Knapp *et al.*, 2002; Lewis *et al.*, 2001; Bonizzato *et al.*, 2000; Chisholm *et al.*, 2000; Kilian *et al.*, 2003) y confirma la creencia actual de que el uso de los recursos de mayores costes, como la estancia en hospital, tienen una mayor presencia en las primeras fases de la enfermedad, decreciendo en el tiempo (An der Heiden y Hafner, 2000; Hafner y An der Heiden, 1999). El hecho de trabajar supone una mayor independencia del paciente, probablemente con niveles bajos de sintomatología, lo que deriva en menores costes, aproximadamente un 23.72%. Los años de padecimiento de la enfermedad y el hecho de tener pareja no se muestran como determinantes de los costes.

También se muestra como un determinante relevante de los costes el tipo de convivencia del paciente. Aquellos pacientes que viven en un entorno familiar, ya sea su propia familia o su familia de origen, incurren en unos costes 75.16% menores que aquellos pacientes que viven en viviendas protegidas o instituciones públicas. Aquellos que viven solos también presentan menores costes que los pacientes de referencia, en este caso, un 67.66% menores. Por último, aquellos pacientes que viven en otra situación presentan un 69.82% de costes menores que aquellos pacientes que viven en viviendas protegidas o instituciones públicas. En este apartado es necesario recordar que se han considerado exclusivamente los costes directos sanitarios y sociales, pero no se han tenido en cuenta los costes indirectos y de cuidados informales. Es por ello, por lo que el menor coste mostrado por pacientes que conviven con la familia o solos puede estar mostrando la derivación del tratamiento a cuidados informales.

El número de recaídas psicóticas también se muestra como una variable determinante de los costes. Aquellos pacientes con un mayor número de recaídas presentan un 51% de costes mayores. El intervalo de probabilidad del 95% estima este incremento

entre el 36.1% y el 66.9%. El número de intentos de suicidio no supone un factor relevante de los costes.

El G.A.F. mide el funcionamiento global del paciente, con puntuaciones más altas para un mejor funcionamiento. En general, los resultados no permiten asegurar la relevancia estadística de dicha variable. Únicamente valores altos del G.A.F. social parecen reducir los costes de manera relevante, un 1.54% de media.

Ni la escala de discapacidad D.A.S. ni la escala de funcionamiento PANSS ni la escala visual analógica EVA, que mide el estado de salud subjetivo del paciente, se muestran relevantes como variables predictoras de los costes.

El modelo anterior únicamente permitía variación entre áreas a nivel de la constante. A continuación mostramos un modelo menos restrictivo en el que se asume heterogeneidad a nivel de área en todos los coeficientes de la regresión. El modelo correspondiente al escenario 0 se muestra en la tercera columna de la tabla 5.

La interpretación de los coeficientes es similar a la realizada para el modelo anterior. Como puede observarse, los coeficientes estimados son muy similares, aunque, en términos generales, la incertidumbre asociada a la estimación, medida a través de los intervalos bayesianos de probabilidad, es mayor.

La tabla 6 muestra la matriz de varianzas-covarianzas del término de perturbación del nivel área. Para la comparación de los tres modelos considerados hemos empleado el criterio de información DIC (Carlin y Louis, 2000). Recientemente, el criterio DIC ha sido desarrollado para comparar complejos modelos jerárquicos bayesianos (Spiegelhalter *et al.*, 2002). Básicamente, el criterio decide como modelo preferido aquel modelo que posee un menor valor del DIC.

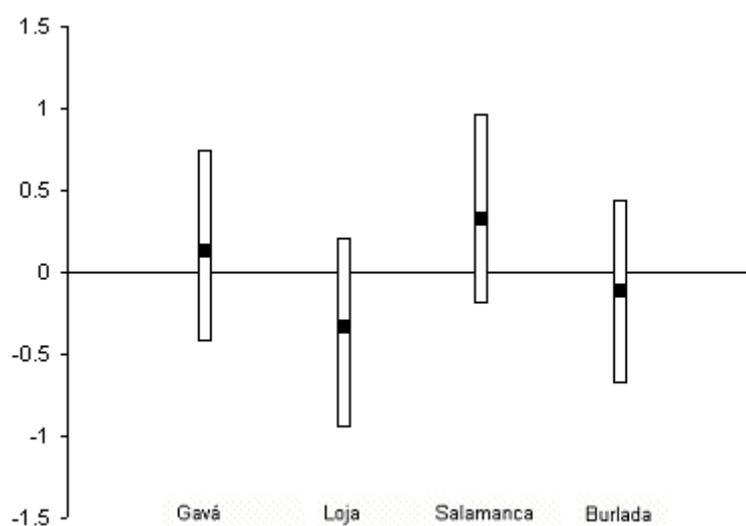
En nuestro análisis, el modelo preferido sería el “modelo completo”. Sin embargo, las diferencias observadas con el modelo que únicamente considera heterogeneidad entre áreas a nivel de constante es pequeña. No existe un único criterio para afirmar si la diferencia en el valor DIC entre modelos es relevante o no. Burnham y Anderson (1998) sugieren algunas pautas para el criterio de información AIC, permitiendo diferencias menores de 7 unidades.

En nuestro ejemplo, la diferencia entre modelos es de 6.03 unidades. Sin embargo, el modelo más sencillo posee importantes ventajas interpretativas, ya que las áreas pueden ser comparadas para cualquier valor de las variables explicativas.

A continuación representamos gráficamente los residuos del tercer nivel de dicho modelo por áreas de salud, lo que nos permitirá evaluar si existen diferencias relevantes entre ellas en los costes, una vez corregido por las variables explicativas. Como comentamos anteriormente, la comparación entre áreas de salud en el escenario 0 debe interpretarse como variación en el uso de recursos, ya que se han empleado los mismos costes unitarios para los recursos considerados.

FIGURA 1.

Componente de error del nivel tres. Media e intervalo bayesiano al 95% (escenario 0).



El solapamiento de los intervalos bayesianos de credibilidad no permite afirmar que existan diferencias relevantes en el uso de recursos entre áreas geográficas, aunque sí permite observar cómo las áreas de Salamanca y Gavá presentan niveles de utilización superiores a las áreas de Loja y Burlada.

Escenario 1

Un segundo escenario propuesto en el trabajo se enmarca en un modelo de costes unitarios heterogéneos entre áreas geográficas. Es necesario destacar nuevamente las limitaciones de los resultados a presentar en este apartado, consecuencia de la carencia de algunos costes unitarios, según se ha comentado anteriormente (tabla 3).

Sin embargo, sí permite un análisis de costes más realista que el propuesto en el apartado anterior y de utilidad como primera aproximación al problema.

Como muestra la tabla 4, en este escenario las áreas geográficas con mayores costes medios para el primer año son Gavá, Salamanca y Burlada, con 4547.24, 4515.69 y 4225.13 euros de media respectivamente. En último lugar se sitúa Loja, con 2473.98 euros. Se observan por tanto importantes divergencias entre áreas. En cuanto a la evolución temporal de los costes, se observa un incremento durante el segundo año de estudio (en términos totales, de 4002.11 euros a 4213.26), produciéndose una reducción en el tercer año a 3998.15 euros. Esta tendencia se cumple para las áreas de Gavá y Loja. En el área de Salamanca los costes se reducen en cada año de estudio. Por el contrario, en el área de Burlada los costes aumentan.

La cuarta columna de la tabla 5 muestra los resultados del modelo que incluye sólo constante. La varianza media estimada en el primer nivel es de 0.5731 unidades. De la misma forma, la variación entre pacientes, nivel dos, se estima en 1.036 unidades, con un intervalo de probabilidad del (0.8339, 1.267). La varianza a nivel de área geográfica se estima en 0.5333 unidades de media. El coeficiente correspondiente a la constante se estima en 7.43 unidades de media. El coste medio estimado en este escenario es de 4920.67 euros.

La quinta columna de la tabla 5 muestra el modelo definitivo, que incorpora diferentes variables explicativas de los pacientes correspondientes a los niveles 1 y 2, es decir, características del paciente que varían entre los tres años de estudio y características del paciente fijas en dicho periodo de tiempo, correspondientes por tanto al nivel 2.

En relación con las variables predictoras del modelo, el hecho de trabajar reduce los costes en un 23.11%, vivir en un entorno familiar reduce los costes un 79.04% con respecto a vivir en una vivienda protegida o en una institución, el número de recaídas supone un factor de incremento de los costes de un 41.2%. Como comentarios en el apartado anterior, esta reducción de los costes directos puede venir explicada por la presencia en este tipo de pacientes de elevados costes informales o indirectos.

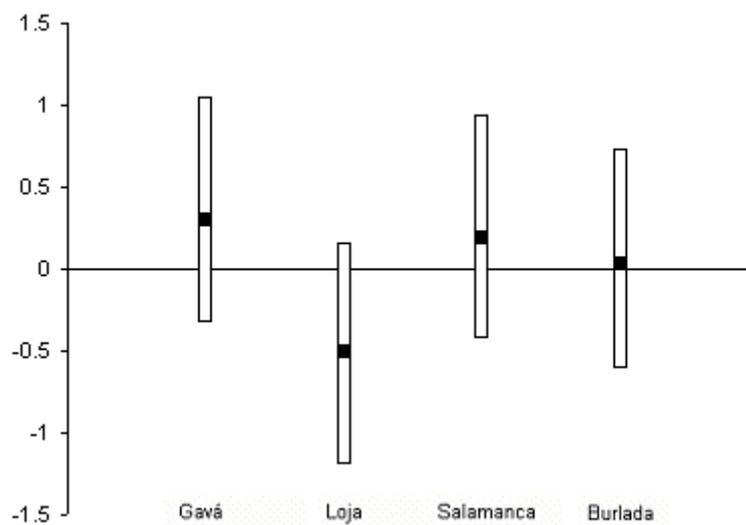
La varianza correspondiente al nivel área es mayor que en el escenario 0, pasando de 0.2751 a 0.4177 en términos medios. Se observa por tanto cómo la utilización de diferentes costes unitarios por área aumenta las diferencias entre comunidades.

Al igual que para el escenario 0, ha sido estimado el modelo completo que incluye variabilidad en los coeficientes de las variables predictoras entre áreas. Los resultados de este modelo se muestran en la última columna de la tabla 5. De la misma forma que en el escenario 0, el criterio de información DIC muestra preferencia por el modelo completo. Sin embargo, las diferencias con respecto al modelo que admite heterogeneidad sólo a nivel constante no son excesivas.

La figura 2 representa gráficamente la componente de error del tercer nivel por área geográfica para el modelo con heterogeneidad sólo a nivel constante. Se observa nuevamente solapamiento entre los diferentes intervalos de credibilidad, lo que no permite asegurar diferencias entre los niveles de costes unitarios por áreas, pero sí se pueden observar ciertas diferencias. Así, el área de Loja presenta unos niveles inferiores a los del resto de áreas. Este hecho es debido al efecto conjunto de una menor utilización de servicios en dicha área (ver figura 1) junto con niveles de coste unitarios bajos (ver tabla 3). Por otro lado, el área de Burlada presentaba niveles de uso de recursos inferior a los de Gavá y Salamanca. Sin embargo, al incluir los elevados costes unitarios de dichos recursos, se alcanzan niveles de costes totales similares a los de dichas áreas.

FIGURA 2.

Componente de error del nivel tres. Media e intervalo bayesiano al 95% (escenario 1).



Conclusiones

Las estimaciones aquí presentadas representan el cálculo del coste de la esquizofrenia en distintas áreas de salud en España a partir de información sobre costes de la enfermedad, instrumentos de evolución clínica y de utilización de servicios.

Algunos de los resultados que se observan a través de la estimación muestran que si un paciente convive en un entorno familiar, se reducen los costes provocados por la enfermedad, que a mayor edad se reducen los costes y, como se ha explicado anteriormente, esta variable representa una *proxy* del horizonte temporal, lo cual confirma la hipótesis de la existencia de unos mayores costes en las primeras fases de la enfermedad. Que una persona trabaje también reduce los costes. No debemos olvidar que este estudio únicamente considera los costes sanitarios y sociales directos, no incluyendo costes indirectos o de cuidados informales, que pueden ser elevados para este tipo de pacientes. El número de recaídas supone un incremento en los costes.

No se ha podido demostrar la existencia de disparidades relevantes en la utilización de recursos, ni de costes entre las áreas analizadas, si bien existen diferencias en las medias de ambas variables entre las distintas áreas.

Para el análisis bayesiano se han empleado distribuciones a priori no-informativas debido a una carencia de conocimiento inicial sobre la distribución de los parámetros a priori. Siendo este trabajo pionero para el caso español, la información aquí obtenida podrá ser tomada en cuenta en investigaciones futuras a la hora de establecer distribuciones a priori.

Agradecimientos

Este artículo ha sido financiado a través la red de excelencia RIRAG-SMD (G03/061) del Instituto de Salud Carlos III. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos.

Referencias

- Agustench, C., Cabasés, J.M., Martínez Larrea, A. (2000), "Carga familiar objetiva y subjetiva en la esquizofrenia", *XX Jornadas Economía de la Salud*, Palma Mallorca.
- An der Heiden, W. y Hafner, H. (2000), "The epidemiology of onset and course of schizophrenia", *European Archives of Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 250: 292-303.
- Badía, X., Roset, M., Montserrat, S., Herdmann, M. y Segura, S. (1999), "La versión española del EuroQol: descripción y aplicaciones", *Medicina Clínica (Barcelona)*, 112 (Supl 1): 79-86.
- Beecham, J. (1994), "Collecting information: the Client Service Receipt Inventory", *Mental Health Research Review*; 1: 6-8.
- Bonizzato, P., Bisoffi, G., Amaddeo, F., Chisholm, D. y Tansella, M. (2000), "Community-based mental health care: to what extent are service costs associated with clinical, social and service history variables?", *Psychological Medicine*, 30: 1205-1215.
- Brooks, R., con el EUROQOL Group (1996), "EuroQol: The current state of play", *Health Policy*, 37: 53-72.
- Browne, W. (1998), *Applying MCMC methods to multilevel models*. Statistics, Bath, University of Bath.
- Browne, W. y Draper, D. (2000), "Implementation and performance issues in the Bayesian and likelihood fitting of multilevel models", *Computational Statistics*, 15: 391-420.
- Browne, W., Draper, D., Goldstein, H. y Rasbash, J. (2002), "Bayesian and likelihood methods for fitting multilevel models with complex level-1 variation", *Computational Statistics and Data Analysis*, 39: 203-225.
- Burnham, K.P. y Anderson, D.R. (1998), *Model selection and inference*, New York, Springer.
- Byford, S., Barber, J.A., Fiander, M., Marshall, S. y Green J. (2001), "Factors that influence the costs of caring for patients with severe psychotic illness", *The British Journal of Psychiatry*, 178: 441-447.
- Cabasés, J.M., Haro, J.M., Martínez Larrea, A., Muñoz, P.E., Salvador-Carulla L. y Torres, F. (2002), "Impacto del tratamiento en la esquizofrenia en España", *Actas Españolas de Psiquiatría*, 30 (3): 43-51.
- Carey, K. (1997), "A panel data design for estimation of hospital cost functions", *The Review of Economics & Statistics*, LXXIX: 443-453.
- Carey, K. (2000), "A multilevel modelling approach to analysis of patient costs under managed care", *Health Economics*, 9: 435-446.
- Carlin, B. y Louis, T. (2000), *Bayes and Empirical Bayes methods for data analysis*, segunda edición, Boca Raton, Chapman & Hall.
- Chisholm, D., Knapp, M., Knudsen, H.C. et al. (2000), "Client sociodemographic and service receipt inventory - European version", *The British Journal of Psychiatry*, 177(Suppl. 39): S28-S33.

- Dasbach, E.J., Rich, M.W., Segal, R., Gerth, W.C., Carides, G.W., Cook, J.R. *et al.* (1999), "The cost-effectiveness of Losartan versus Captopril in patients with symptomatic heart failure", *Cardiology*, 91: 189-194.
- Dunn, G., Mirandola, M., Amadeo, F. y Tansella, M. (2003), "Describing, explaining or predicting mental health care cost: a guide to regression models. Methodological review", *The British Journal of Psychiatry*, 183: 398-404.
- Endicott, J., Spitzer, R.L., Fleiss, J.L. *et al.* (1976), "The Global Assessment Scale: a procedure for measuring overall severity of psychiatric disturbance", *Archives of General Psychiatry*, 33: 766-771.
- Gelfand, A.E. y Smith, A.F.M. (2000), "Sampling-based approaches to calculating marginal densities", *Journal of the American Statistical Association*, 85: 398-409.
- Gilks, W.R., Richardson, S. y Spiegelhalter, D.J. (1996), *Markov Chain Monte Carlo in practice*, Londres, Chapman and Hall, 1996.
- Goldstein, H., Browne, W. y Rasbash, J. (2002), "Multilevel modelling of medical data", *Statistics in Medicine*, 15: 21(21): 3291-315.
- Hafner, H. y An der Heiden, W. (1999), "The course of schizophrenia in the light of modern follow-up studies: the ABC and WHO studies", *European Archives of Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 249: IV/14-IV/26.
- Haro, J.M., Salvador-Carulla, L., Cabaesés, J., Madoz, V., Vázquez-Barquero, J.L. y PSICOST Group (1998), "Utilisation of mental health services and costs of patients with schizophrenia in three areas of Spain", *British Journal of Psychiatry*, 173: 334-340.
- Hofmann, D.A. y Gavin, M.B. (1998), "Centering decisions in hierarchical linear models: Implications for research in organizations", *Journal of Management*, 24: 623-641.
- Johnson, B., Cook, J.R. y Pedersen, T.R. (1999), "The cost-effectiveness of lipid lowering in patients with diabetes: results from the 4S trial", *Diabetologia*, 42: 1293-1301.
- Kay, S.R., Opler, L.A. y Fiszbein, A. (1986), "The positive and negative symptom scale (PANSS). Rating manual", *Social and Behavioural Sciences Documents*, 17: 28-29.
- Kilian, R., Matschinger, H., Becker T. y Angermeyer, M.C. (2003), "A longitudinal analysis of the impact of social and clinical characteristics on the costs of schizophrenia treatment", *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 107: 1-10.
- Knapp, M., Chisholm, D., Leese, M. *et al.* (2002), "Comparing pattern and costs of schizophrenia care in five European countries: the EPSILON study", *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 105: 42-54.
- Kreft, I.G.G., de Leeuw, J. y Airen, L.S. (1995), "The effect of different forms of centering in hierarchical linear models", *Multivariate Behavioral Research*, 30: 1-21.
- Lewis, M., McCrone, P. y Frangou, S. (2001), "Service use and costs of treating schizophrenia with atypical antipsychotics", *The Journal of Clinical Psychiatry*, 62: 749-756.
- Linna, M. (1998), "Measuring hospital cost efficiency with panel data models", *Health Economics*, 7: 415-427.
- Livingston, G., Manela, M., Katona, C. (1997), "Cost of community care for older people", *The British Journal of Psychiatry*, 171: 56-59.
- Nord, E., Wisloff, F., Hjorth, M. y Westin, J. (1997), "Cost-utility analysis of Melphalan plus Prednisone with or without Interferon-alpha 2b in newly diagnosed multiple

- myeloma. Results from a randomised controlled trial", *Pharmacoeconomics*, 12: 89-103.
- O'Hagan, A. y Stevens, J.W. (2003), "Assessing and comparing costs: how robust are the bootstrap and methods based on asymptotic normality?", *Health Economics*, 12: 33-49.
- Peralta, V. y Cuesta, M.J. (1994), "Validación de la escala de los síndromes positivo y negativo en una muestra de esquizofrénicos españoles", *Actas Luso-Españolas de Neurología, Psiquiatría y Ciencias Afines*.
- Rajan, R., Gafni, A., Levine, M., Hirsh, J. y Gent, M. (1995), "Very low-dose Warfain Prophylaxis to prevent Thrombo embolism in women with Metastatic Breast Cancer receiving Chemotherapy: An economic evaluation", *Journal of Clinical Oncology*, 13: 42-46.
- Rice, D.P. y Miller, L.S. (1996), "The economic burden of schizophrenia", en *Handbook of Mental Health Economics and Health Policies, Vol. I: Schizophrenia*, M. Moscarelli, A. Rupp & N. Sartorius (eds), Willey & Sons.
- Rice, N. y Jones, A. (1997), "Multilevel models and health economics", *Health Economics*, 6: 561-575.
- Robleda, H. (2002), "Análisis del coste por paciente en diferentes estructuras hospitalarias: estudio empírico de los sistemas de costes aplicables", *Española de Financiación y Contabilidad*, 112, 126-154.
- Saldivia, S. (2000), *Estimación del coste de la esquizofrenia asociado al uso de servicios*, tesis doctoral, Universidad de Granada, Granada.
- Salvador-Carulla, L., Haro, J.M., Cabasés, J.M., Madoz, V., Sacristán, J.A. y Vázquez-Barquero, J.L. (1999), "Service utilization and cost af first-onset schizophrenia in two widely differing health service areas in North-East Spain", *Acta Psychiatrica Scandinavia*, 100: 335-43.
- Salvador-Carulla, L., Romero, C., Martínez, A., Haro, J.M., Bustillo, G., Ferreira, A. et al., Psicost Group (2000), "Assessment instruments: standardization of the European Service Mapping Schedule (ESMS) in Spain", *Acta Psychiatrica Scandinavia*, 102(405):24-32.
- Salvador-Carulla, L., Cabasés, J.M., Haro, J.M., Martínez-Larrea, A., Muñoz, P.E., Torres, F., Vazquez-Polo, F.J., Negrín, M.A. y Psicost Group (2003), "Economic impact of schizophrenia in Spain", *Sixth Workshop on Costs and Assessment in Psychiatry Mental Health Policy and Economics*, Venice.
- Sartorius, N., Fleischhacker, W.W., Gjerris, A., Kern, U., Knapp, M., Leonard, B.E., Lieberman, A., López-Ibor, J.J., van Raay, B. y Twomey, E. (2002), "The usefulness and use of second-generation antipsychotic medications", *Review of evidence and recommendations by a task force of the World Psychiatric Association. Current Opinion in Psychiatry*, 15 Supplement 1 March.
- Scott, W.C., Cooper, B.C y Scott, H.M. (1995), "Pharmacoeconomics evaluation of Roxithromycin versus Amoxycillin/Clavulanic Acid in a community-acquired lower respiratory tract infection study", *Infection*, 23: S21-S24.
- Sculpher, M.J., Poole, L., Clealand, J., Drummond M., Armstrong, P.W., Horowitz, J.D., et al. (2000), "Low doses vs. high doses of the angiotensin converting-enzyme inhibitor lisinopril in chronic heart failure: a cost-effectiveness analysis based on the Assessment of Treatment with Lisinopril and Survival (ATLAS) study", *European Journal of Heart Failure*, 2: 447-454.

- Schulman, K.A., Buxton, M., Glick, H., Sculpher, M., Guzman, G., Kong, J. *et al.* (1996), "Results of the economic evaluation of the FIRST study. A multinational Prospective Economic Evaluation", *International Journal of Technology assessment in Health Care*, 12: 698-713.
- SOIKOS (2002) Base de Datos de Costes Sanitarios.
- Souetre, E., Thwaites, R. y Yeardeley, L. (1999), "Economic impact of Alzheimer's disease in the United Kingdom", *The British Journal of Psychiatry*, 174: 51-55.
- Spiegelhalter, S., Thomas, A., Best, N. y Lunn, D. (2003), "WinBUGS user manual", Biostatistic Unit, Cambridge, UK. <http://www.mrc-bsu.cam.ac.uk/bugs>
- Spiegelhalter, S., Best, N., Carlin, B. y van der Linde, A. (2002), "Bayesian measures of model complexity and fit", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 64 (4): 583-639.
- Weinberger, M., Gold, D.T., Divine, G.W., Cowper, P.A., Hodgson, L.G., Schreiner, P.J. *et al.* (1993), "Expenditures in caring for patients with dementia who live at home", *American Journal of Public Health*, 83(3): 338-41.
- Zuckerman S., Hadley J. and Iezzoni L. Measuring hospital efficiency with frontier cost functions. *Journal of Health Economics*, 1994; 13: 255-280.

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Últimos números publicados

- 159/2000 Participación privada en la construcción y explotación de carreteras de peaje
Ginés de Rus, Manuel Romero y Lourdes Trujillo
- 160/2000 Errores y posibles soluciones en la aplicación del *Value at Risk*
Mariano González Sánchez
- 161/2000 Tax neutrality on saving assets. The spanish case before and after the tax reform
Cristina Ruza y de Paz-Curbera
- 162/2000 Private rates of return to human capital in Spain: new evidence
F. Barceinas, J. Oliver-Alonso, J.L. Raymond y J.L. Roig-Sabaté
- 163/2000 El control interno del riesgo. Una propuesta de sistema de límites
riesgo neutral
Mariano González Sánchez
- 164/2001 La evolución de las políticas de gasto de las Administraciones Públicas en los años 90
Alfonso Utrilla de la Hoz y Carmen Pérez Esparrells
- 165/2001 Bank cost efficiency and output specification
Emili Tortosa-Ausina
- 166/2001 Recent trends in Spanish income distribution: A robust picture of falling income inequality
Josep Oliver-Alonso, Xavier Ramos y José Luis Raymond-Bara
- 167/2001 Efectos redistributivos y sobre el bienestar social del tratamiento de las cargas familiares en
el nuevo IRPF
Nuria Badenes Plá, Julio López Laborda, Jorge Onrubia Fernández
- 168/2001 The Effects of Bank Debt on Financial Structure of Small and Medium Firms in some Euro-
pean Countries
Mónica Melle-Hernández
- 169/2001 La política de cohesión de la UE ampliada: la perspectiva de España
Ismael Sanz Labrador
- 170/2002 Riesgo de liquidez de Mercado
Mariano González Sánchez
- 171/2002 Los costes de administración para el afiliado en los sistemas de pensiones basados en cuen-
tas de capitalización individual: medida y comparación internacional.
José Enrique Devesa Carpio, Rosa Rodríguez Barrera, Carlos Vidal Meliá
- 172/2002 La encuesta continua de presupuestos familiares (1985-1996): descripción, representatividad
y propuestas de metodología para la explotación de la información de los ingresos y el gasto.
Llorenç Pou, Joaquín Alegre
- 173/2002 Modelos paramétricos y no paramétricos en problemas de concesión de tarjetas de credito.
Rosa Puertas, María Bonilla, Ignacio Olmeda

- 174/2002 Mercado único, comercio intra-industrial y costes de ajuste en las manufacturas españolas.
José Vicente Blanes Cristóbal
- 175/2003 La Administración tributaria en España. Un análisis de la gestión a través de los ingresos y de los gastos.
Juan de Dios Jiménez Aguilera, Pedro Enrique Barrilao González
- 176/2003 The Falling Share of Cash Payments in Spain.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
Publicado en "Moneda y Crédito" nº 217, pags. 167-189.
- 177/2003 Effects of ATMs and Electronic Payments on Banking Costs: The Spanish Case.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
- 178/2003 Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union.
Joaquín Maudos y Juan Fernández Guevara
- 179/2003 Los planes de stock options para directivos y consejeros y su valoración por el mercado de valores en España.
Mónica Melle Hernández
- 180/2003 Ownership and Performance in Europe and US Banking – A comparison of Commercial, Co-operative & Savings Banks.
Yener Altunbas, Santiago Carbó y Phil Molyneux
- 181/2003 The Euro effect on the integration of the European stock markets.
Mónica Melle Hernández
- 182/2004 In search of complementarity in the innovation strategy: international R&D and external knowledge acquisition.
Bruno Cassiman, Reinhilde Veugelers
- 183/2004 Fijación de precios en el sector público: una aplicación para el servicio municipal de suministro de agua.
M^a Ángeles García Valiñas
- 184/2004 Estimación de la economía sumergida en España: un modelo estructural de variables latentes.
Ángel Alañón Pardo, Miguel Gómez de Antonio
- 185/2004 Causas políticas y consecuencias sociales de la corrupción.
Joan Oriol Prats Cabrera
- 186/2004 Loan bankers' decisions and sensitivity to the audit report using the belief revision model.
Andrés Guiral Contreras and José A. Gonzalo Angulo
- 187/2004 El modelo de Black, Derman y Toy en la práctica. Aplicación al mercado español.
Marta Tolentino García-Abadillo y Antonio Díaz Pérez
- 188/2004 Does market competition make banks perform well?.
Mónica Melle
- 189/2004 Efficiency differences among banks: external, technical, internal, and managerial San-
tiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso

190/2004

Una aproximación al análisis de los costes de la esquizofrenia en España: los modelos jerárquicos bayesianos

F. J. Vázquez-Polo, M. A. Negrín, J. M. Casasés, E. Sánchez y grupo RIRAG