

# Revista Española de Salud Pública



VOLUMEN 79

NÚMERO 4

Julio-Agosto 2005

## EDITORIAL

Evaluando la aplicación de las tablas del modelo SCORE para el cálculo del riesgo cardiovascular en atención primaria. **C Brotons. 439**

## COLABORACIÓN ESPECIAL

Análisis de conglomerados de cáncer. El caso del barrio de Campdorà, Girona. **A Lertxundi-Manterola, M Saez, R Marcos-Gragera, À Izquierdo, N Pibernat, E Sala y N Camps. 443**

## ORIGINALES

Comparación de los modelos SCORE y REGICOR para el cálculo del riesgo cardiovascular en sujetos sin enfermedad cardiovascular atendidos en un centro de salud de Barcelona. **JM Baena Díez, JL del Val García, L Héctor Salas Gaetgens, R Sánchez Pérez, E Altes Vaques, B Deixens Martínez, Amatller Corominas y D Katia Núñez Casillas. 453**

Comparación de los modelos SCORE y Framingham en el cálculo de alto riesgo cardiovascular para una muestra de varones de 45 y 65 años de Asturias. **A Álvarez Cosmea, L Díaz González, V López Fernández, MA Prieto Díaz y S Suárez García. 465**

Metodología del estudio de cohortes del proyecto ITINERE sobre consumidores de heroína en tres ciudades españolas y características básicas de los participantes. **L de la Fuente de Hoz, MT Brugal Puig, R Ballesta Gómez, MJ Bravo Portela, G Barrio Anta, A Domingo Salvany, T Silva do Rosario, M Ambrós Hortensi y grupo del proyecto ITINERE. 475**

Interrupción voluntaria del embarazo en mujeres de un distrito sanitario de Almería durante el período 1998-2002. **P Barroso García, MA Lucema Méndez y T Parrón Carreño. 493**

## RESEÑAS BIBLIOGRÁFICAS

Atención comunitaria a personas con trastornos psicóticos. **Organización Panamericana de la salud. 503**

Mejoremos la salud a todas las edades. Un manual para el cambio de comportamiento. **Organización Panamericana de la salud. 505**

**EDITORIAL****EVALUANDO LA APLICACIÓN DE LAS TABLAS DEL SCORE  
EN EL CALCULO DEL RIESGO CARDIOVASCULAR EN ATENCIÓN PRIMARIA****Carlos Brotons**

Unidad de Investigación. Centro de atención primaria Sardenya. Barcelona.

Como era esperable, después de la publicación de las guías europeas de prevención cardiovascular en las que se recomienda la utilización del SCORE para el cálculo del riesgo, y de la publicación de la adaptación española de estas guías en múltiples revistas médicas españolas incluyendo la Revista Española de Salud Pública<sup>1</sup>, donde se presentan las tablas del SCORE para países de bajo riesgo, han ido publicándose diferentes estudios que valoran las consecuencias clínicas de la aplicación del SCORE al compararlo con las tablas de riesgo anteriores, como las dos publicaciones que aparecen en este número de la revista<sup>2,3</sup>. Independientemente de los resultados de los diferentes estudios, el sólo hecho de que diferentes grupos de investigación estén evaluando la aplicación de las diferentes tablas de riesgo cardiovascular y sus consecuencias clínicas es un elemento muy positivo, que ilustra el interés por el tema y la relevancia clínica que sin duda tiene. Aunque los diferentes estudios publicados no son metodológicamente iguales, y por tanto difícilmente comparables, sí que podemos identificar algunos resultados que son comunes en casi todos ellos. Las tablas del SCORE identifican menos pacientes de alto riesgo que las tablas clásicas de Framingham y el perfil de los pacientes de alto riesgo detectado es diferente según se aplique una tabla u otra, de tal manera que

las del SCORE identificarían más pacientes mayores, más mujeres, con niveles de presión arterial más alto, y nivel de colesterol más bajo. Hay algunos matices importantes a comentar de cada uno de los dos estudios que se presentan en este volumen. El trabajo de Álvarez et al. sólo estudia varones entre 45 y 65 años de edad, y descarta a las personas diabéticas porque las guías europeas las consideran como de riesgo alto. El mismo criterio utilizaron otros autores<sup>4</sup> cuando compararon las tablas del SCORE con las de Framingham clásicas. Es en estos casos cuando la prevalencia observada de pacientes de alto riesgo es mayor utilizando la ecuación de Framingham que la tabla del SCORE. El estudio de Baena et al. sí incluye a las personas con diabetes (un 14,6% de la población lo era), y asumimos- ya que no se comenta explícitamente- que se les calcula el riesgo multiplicando por 4 y por 2 en mujeres y hombres respectivamente, tal y como recomienda el artículo original del SCORE<sup>5</sup>. Aplicando este criterio, estos autores también observan que la prevalencia de alto riesgo es superior utilizando las tablas de Framingham (19,1%) que las del SCORE (15,2%). Aquí tendríamos un primer punto discutible que afectaría a los dos estudios, ya que cualquier tabla de riesgo debe enmarcarse en el contexto de una guía de práctica clínica y, en este sentido e inde-

pendientemente de si el criterio es más o menos acertado, las guías europeas incorporan las tablas del modelo SCORE, considerando a las personas diabéticas como pacientes de alto riesgo. Por esta razón, si estamos evaluando las consecuencias clínicas de utilizar una tabla u otra, sería deseable aplicar aquellos criterios que después se van a utilizar en la práctica, y que son los que marcan las guías. Otro aspecto importante a tener en cuenta en los estudios que comparan diferentes tablas de riesgo cardiovascular es que deberían evaluar no solamente la proporción de personas de alto riesgo según una tabla u otra, sino a los sujetos candidatos a ser tratados farmacológicamente, por ejemplo, con hipolipemiantes. En un estudio realizado para comparar las guías del ATP-III y las guías Europeas<sup>6,7</sup> en cerca de mil personas dislipémicas (edad media 61 años) incluyendo a los diabéticos, se observó que la proporción de pacientes de alto riesgo utilizando las tablas del SCORE o las tablas de Framingham de Wilson (ATP-III) era algo superior con las primeras (29,2% vs. 25,7%) y sin embargo al aplicar las guías los candidatos a tratarse con hipolipemiantes según las guías europeas era del 28,8%, y según ATP-III el 39,3%. Llegar a este punto, donde se evalúa qué pacientes tratar, es esencial para valorar el impacto clínico real de utilizar unas tablas u otras, siempre y cuando existan unas guías que expliquen cómo hay que utilizar las tablas y en qué casos los pacientes se deberían tratar farmacológicamente. Otro aspecto a comentar del estudio de Baena et al es el cálculo de riesgo cardiovascular en pacientes mayores de 65 años, hasta los 74, observando que la proporción de pacientes de alto riesgo utilizando el SCORE hasta los 74 años es prácticamente el doble (29,6%) del observado en pacientes de hasta 65 años (15,2%), mientras que mediante la ecuación de Framingham el riesgo hasta los 74 años es del 26%, cuando hasta los 65 años es de 19,1%. El problema de utilizar las ecuaciones originales del SCORE mediante una función de sintaxis del programa SPSS es que no se puede incluir una edad superior a 65, años ya que

el riesgo resulta erróneamente mucho más alto, no correspondiéndose con la realidad. Por lo que cuando se construye la función de sintaxis deben considerarse a aquellas personas por encima de 65 años a efectos del cálculo de riesgo como si tuvieran 65 años, tal y como haríamos si utilizáramos las tablas coloreadas en papel. Obviamente no hay que negar que este aspecto también puede ser muy discutible desde un punto de vista clínico. Puede plantearse si tiene interés calcular el riesgo de muerte cardiovascular con una perspectiva de 10 años a la población asintomática de 70 ó 75 años, teniendo en cuenta la esperanza de vida actual (76 años en varones y 83 en mujeres). Probablemente la valoración del riesgo cardiovascular en edades avanzadas podría ser útil para obtener información clínica adicional o para motivar al paciente a aplicar o intensificar ciertas intervenciones preventivas o terapéuticas, pero parece dudoso que deba vincularse sistemáticamente a la toma de decisiones terapéuticas en prevención primaria, como el tratamiento de la hipercolesterolemia con fármacos, ya que a partir de cierta edad habría que tratar a la mayor parte de la población, lo que tendría importantes implicaciones en el uso de los recursos y en términos de coste-efectividad.

Otro aspecto interesante a analizar cuando se comparan las diferentes tablas es la concordancia en la clasificación de alto y bajo riesgo. En el estudio de Álvarez et al. un 75% de los casos coincidían en clasificar en una u otra categoría cuando comparaban Framingham clásico y SCORE. En el estudio de Fornasini et al un 77% de los casos coincidían cuando comparaban Framingham Wilson y SCORE. En el estudio de Baena et al un 89% de los casos coincidían cuando comparaban Framingham Wilson y SCORE (hasta la edad de 65 años), y en el estudio de Maiques et al. en un 96% de los casos coincidían cuando comparaban Framingham clásico y SCORE. Además en el estudio de Baena et al cuando comparaban las tablas del REGICOR (al 10%) con las de Framingham coincidían un 94% de los casos.

Por tanto, estamos hablando de métodos de cálculo bastante coincidentes en lo que respecta a la clasificación del riesgo. En el peor de los casos nos encontraríamos con un 25% de casos discordantes, pero el hecho de que un método clasifique a las personas como de alto riesgo y otro lo clasifique como de bajo riesgo tampoco significa que vayamos a tratar farmacológicamente de una manera diferente a todos estos casos discordantes. En un futuro sería interesante analizar cuántos de los pacientes discordantes respecto al nivel de riesgo se tratarían de una manera diferente en la práctica, por ejemplo con hipolipemiantes. También es conveniente aclarar que los análisis de concordancia comparan dos métodos sin que a priori podamos decir que la validez de uno de los métodos sea superior al del otro, y que no es de extrañar que aparezcan casos discordantes sobre todo entre SCORE y Framingham, ya que el primero calcula el riesgo de muerte por enfermedad cardiovascular (fundamentalmente por enfermedad coronaria y por ictus) mientras que la función de Framingham calcula el riesgo de morbimortalidad coronaria. Así mismo, tampoco es de extrañar que la concordancia entre las tablas calibradas del REGICOR al 10% sea muy alta cuando se compara con las tablas clásicas de Framingham, ya que los dos métodos se basan en la misma ecuación. Recientemente han aparecido otras tablas de riesgo para la población española-estudio DORICA<sup>8</sup>, utilizando la misma metodología para la calibración que el estudio REGICOR, pero basadas en una población diferente. Llama la atención la gran disparidad de resultados entre ambas tablas. Así, considerando un 10% las tablas DORICA tendrían mayor número de casillas de riesgo alto que las tablas del REGICOR, tanto para mujeres como para hombres. Es un hecho incuestionable que la mayoría de las tablas se limitan a unos pocos factores de riesgo (hay otros factores de riesgo conocidos como la obesidad, los antecedentes familiares de primer grado, y otros factores emergentes que no tienen en cuenta las

tablas), y que presentan una sensibilidad que no supera en el mejor de los casos el 50%, así como un bajo poder predictivo para identificar con personas que el futuro van a tener en un episodio cardiovascular fatal o no fatal. Lamentablemente, cualquier tabla existente hoy en día está bastante lejos de ser un instrumento de alta precisión, por lo que se deben considerar como herramientas útiles en prevención primaria de la enfermedad cardiovascular siempre y cuando no sustituyan el juicio clínico, y se contemplen todas las excepciones y precauciones posibles en el momento de aplicarlas.

En un futuro es posible que se vayan perfeccionando estas herramientas y aparezcan métodos más refinados, en los que se incluyan más factores para el cálculo del riesgo, lo que hará mejorar la capacidad predictiva de las ecuaciones clásicas<sup>9</sup>. Probablemente en estos momentos es más importante que los profesionales sanitarios evalúen el riesgo de los pacientes (todavía son pocos los que lo están haciendo) que no la decisión de utilizar un método u otro, más cuando hay muchas más concordancias que discordancias entre ellos.

Afortunadamente, en España existen al menos dos foros que permiten discutir abiertamente los resultados de los diferentes estudios como los que se publican en este número, y decidir consensuadamente, como se ha hecho hasta la fecha, qué tablas de riesgo hay que utilizar, y qué guías de prevención cardiovascular son las más apropiadas en nuestro medio: el Comité Español Interdisciplinario para la Prevención Cardiovascular (CEIPC) integrado por 11 sociedades científicas y un representante del Ministerio de Sanidad y Consumo, y el Grupo de Prevención Cardiovascular del Programa de Actividades Preventivas y de Promoción de la Salud, integrado por profesionales de la atención primaria, ámbito éste donde, por su propia naturaleza, se aplican las tablas del riesgo cardiovascular.

## BIBLIOGRAFÍA

1. Comité Español Interdisciplinario para la Prevención Cardiovascular. Adaptación española de la guía europea de prevención cardiovascular. *Rev Esp Salud Pública*. 2004; 78:435-8.
2. Baena Díez JM, del Val García JL, Héctor Salas Gaetgens L, Sánchez Pérez R, Altes Vaques E, Deixens Martínez B, Amatller Corominas M, Núñez Casillas D. Comparación de los modelos SCORE y REGICOR para el cálculo del riesgo cardiovascular en sujetos sin enfermedad cardiovascular atendidos en un centro de salud de Barcelona. *Rev Esp Salud Pública* 2005; 79:453-464.
3. Álvarez Cosmea A, Díaz González L, López Fernández V, Prieto Díaz MA, Suárez García S. Comparación de los modelos SCORE y Framingham en el cálculo de alto riesgo cardiovascular para una muestra de varones de 45 y 65 años de Asturias. *Rev Esp Salud Pública* 2005; 79:465-473.
4. Maiques Galán A, Antón García F, Franch Taix M, Albert Ros X, Aleixandre Martí E, Collado Gil A. Riesgo cardiovascular del SCORE comparado con el de Framingham. Consecuencias del cambio propuesto por las Sociedades Europeas. *Med Clin (Barc)* 2003; 121:521-6.
5. Conroy RM, Pyorala K, Fitzgerald AP, Sans S, Menotti A, De Backer G, et al. Estimation of ten-year risk of fatal cardiovascular disease in Europe: the SCORE project. *Eur Heart J* 2003; 24:987-1003.
6. M. Fornasini, C. Brotons, J. Casanovas, A. Iruela, R. Vinyeta, M. Martínez, A. Bartés. Cardiovascular risk assessment using different equations: comparison of high risk prevalence in dyslipemic patients. *Atherosclerosis* 2004; 5: 118.2.
7. Brotons C. Prevalence of patients eligible for lipid lowering treatment according to ATPIII and European Guidelines. 17th World Conference of Family Doctors. Orlando, October 13-17; 2004.
8. Aranceta J, Pérez Rodrigo C, Foz Sala M, Mantilla T, Serra Majem L, Moreno B, Monereo S, et al. Tablas de evaluación del riesgo coronario adaptadas a la población española. Estudio DORICA. *Med Clin (Barc)* 2004; 123: 686-91.
9. Naghavi M, Libby P, Falk E, Casscells SW, Litovsky S, Rumberger J, Badimon JJ, et al. From vulnerable plaque to vulnerable patient: a call for new definitions and risk assessment strategies: Part I. *Circulation*. 2003; 108:1664-72.

**COLABORACIÓN ESPECIAL****ANÁLISIS DE CONGLOMERADOS DE CÁNCER. EL CASO DEL BARRIO DE CAMPDORÀ, GIRONA (\*)**

**Aitana Lertxundi-Manterola (1), Marc Saez (1), Rafael Marcos-Gragera (2), Àngel Izquierdo (2), Nuri Pibernat (3), Ester Sala (4) y Neus Camps (5)**

(1) Grup de Recerca en Estadística, Economia Aplicada i Salut (GRECS), Universitat de Girona.

(2) Unitat d'Epidemiologia i Registre del Càncer de Girona - ICO

(3) Centro de Atención Primaria Celrà, Institut Català de la Salut (ICS)

(4) Centro de Atención Primaria Sarrià de Ter, Institut Català de la Salut (ICS)

(5) Secció d'Epidemiologia, Delegació Territorial a Girona, Departament de Salut, Generalitat de Catalunya

(\*) Este trabajo se benefició parcialmente de la Beca Bayer de Investigación en Economía de la Salud, Asociación de Economía de la Salud 2004, «Influencia de la privación sobre la distribución geográfica de la incidencia del cáncer en la Región Sanitaria Girona» concedida a Aitana Lertxundi-Manterola y a Marc Saez.

**RESUMEN**

Un conglomerado de casos puede definirse como la aparición de un número de casos de una enfermedad en una cantidad superior a la que se esperaría para un determinado grupo de población, un área geográfica y un período de tiempo determinado. En el caso del cáncer el estudio de conglomerados presenta una serie de características específicas respecto a otras agrupaciones de enfermedades. El objetivo de este trabajo es proponer un protocolo que permita desarrollar el estudio de conglomerados de cáncer en el tiempo y/o en el espacio. Ilustramos la nota con una aplicación práctica en el caso del barrio de Campdorà, Girona. Tras proponer un protocolo para el estudio de conglomerados, describimos varios instrumentos estadísticos que permiten contrastar la existencia de agrupaciones temporales, así como el riesgo asociado. Durante el período considerado, 1994-2002, no pareció haber ocurrido de forma estadísticamente significativa, un exceso de casos de cáncer en el barrio de Campdorà de Girona.

**Palabras clave:** Cáncer, Análisis por conglomerados. Cáncer.

**ABSTRACT****Cancer Cluster Analysis. the Case of the Campdorà District in Girona, Spain**

A conglomerate of cases may be defined as the onset of a number of cases of a disease larger than would be expected for a certain population group, geographical area or a certain timeframe. In the case of cancer, the study of conglomerates entails a number of specific characteristics as compared to other groups of diseases. This work is aimed at proposing a protocol affording the possibility of conducting the study of cancer conglomerates in time and/or space. This article is illustrated with a practical application in the case of the Campdorà District in Girona. Following a proposed protocol for the study of conglomerates, a description is provided of several statistical tools making it possible to draw a comparison among the existence of time-related groupings, as well as the related risk.

During the period studied (1994-2002), no excessive statistically significant number of cancer cases seemed to have occurred in the Campdorà District in Girona.

**Key words:** Cluster. Cluster analysis. Cancer.

Correspondencia:

Marc Saez, PhD, CStat

Grup de Recerca en Estadística, Economia Aplicada i Salut (GRECS)

Universitat de Girona

Campus de Montilivi, 17071 Girona

Correo electrónico: marc.saez@udg.es

## ANTECEDENTES TEÓRICOS DEL ESTUDIO DE CONGLOMERADOS DE CÁNCER

Un conglomerado (*cluster* en inglés) se puede definir como la aparición de un número de casos de una enfermedad en una cantidad superior a la que se esperaría para un determinado grupo de población, un área geográfica y un período de tiempo determinado<sup>1,2</sup>.

El incremento de casos puede ser percibido y/o real. Mediante la aplicación del método epidemiológico y de instrumentos estadísticos adecuados se pueden establecer diferencias entre ambas situaciones<sup>1</sup>. Los conglomerados se encuentran sobre todo de forma pasiva, es decir una fuente primaria informa de su presunta existencia, y a veces también de forma activa después de una investigación exhaustiva y organizada de información<sup>3</sup>.

La gran mayoría de los conglomerados que se informan, sin embargo, no suelen ser excesivamente relevantes (según los *Centres for Disease Control* (CDC) de los Estados Unidos, sólo un 1% acaban siendo demostrables<sup>2</sup>). Muchos de los conglomerados no incluyen el suficiente número de casos para llegar a ninguna conclusión desde el punto de vista epidemiológico. Pero incluso cuando el número de casos detectado es suficiente podría no descartarse que la acumulación de casos fuese debida al azar. Por último, a veces se encuentra un exceso de casos estadísticamente significativo sin que sea posible identificar o demostrar una causa etiológica<sup>1</sup>.

Por lo que se refiere al estudio de conglomerados, el cáncer presenta una serie de características especiales respecto a otras enfermedades. En primer lugar, el cáncer no es una única enfermedad, sino un término genérico para definir un gran número de enfermedades diferentes relacionadas entre sí por algunas de sus características. En

segundo lugar, existen diferentes factores de riesgo conocidos o de sospecha para diferentes tipos de cáncer. Diversos estudios epidemiológicos relacionan factores ambientales con la ocurrencia del cáncer, siendo los más relevantes los campos magnéticos<sup>4,5</sup> y los productos procedentes de las incineradoras<sup>6-9</sup> entre otros. Cabe destacar también los trabajos que investigan la ocurrencia del cáncer en vecindades a la zona donde se ha observado el posible conglomerado, y que miden, entre muchos otros, el efecto de la distancia<sup>6,10-11</sup>. Un ejemplo en nuestro país lo proporciona el de González et al.<sup>10</sup>, en el que se investigan casos de leucemia en una escuela. En tercer lugar, el cáncer no es contagioso. Los tumores malignos se producen por una combinación de factores que interactúan de diferentes formas, de los cuales no todos están científicamente delimitados en el momento actual. Finalmente, la carcinogénesis tiene origen en una serie de cambios celulares que habitualmente se producen a lo largo de muchos años, lo que dificulta la identificación de los factores de riesgo que hubiesen podido actuar en el pasado<sup>1</sup>.

No obstante, en ciertos estudios epidemiológicos se han detectado determinadas circunstancias que pueden hacer sospechar la existencia de una fuente o mecanismo común de carcinogénesis y, por tanto, aumentan la probabilidad de que el conglomerado percibido sea real<sup>1</sup>. En esta nota metodológica pretendemos proponer un protocolo que permita desarrollar el estudio de conglomerados de cáncer en el tiempo y/o en el espacio. Ilustramos la nota con una aplicación práctica del caso del barrio de Campdorà, Girona.

### PROTOCOLO PARA EL ESTUDIO DE CONGLOMERADOS DE CÁNCER

Ante la notificación de sospecha de un conglomerado de casos de cáncer proponemos el cumplimiento de las siguientes etapas<sup>1</sup>:

**1. Contacto con las fuentes primarias** que han informado de la presunta existencia del conglomerado. Se pretende conocer el número y características de los casos en los que se basa la sospecha.

**2. Definición de la unidad espacial y temporal:** localización y secuencia cronológica en las que se circunscriben los datos para el estudio epidemiológico.

**3. Recuento de los casos** identificados en la unidad espacial y temporal.

**4. Confirmación de los casos.** Verificación del diagnóstico de todos los casos, obteniendo toda la información clínica relevante y disponible de cada uno de ellos.

**5. Delimitación de una población diana** que sirva como denominador para calcular las tasas observadas de incidencia.

**6. Delimitación de una población de referencia** que permita comparar las tasas observadas con las esperadas si se cumplieren las condiciones de la población estándar.

**7. Comparación de la tasa observada con la tasa esperada,** utilizando técnicas estadísticas adecuadas que permitan descartar el efecto del azar en la distribución de casos.

**8. Comprobación de la existencia de un mecanismo común de carcinogénesis,** para lo cual debe cumplirse:

- Todos los tumores deben ser del mismo tipo, y/o
- Debe tratarse de un tipo de cáncer poco frecuente, y/o
- Los casos deben aparecer en un grupo de edad que no se vea afectado habitualmente por estos tipos de cáncer y/o
- Los casos deben aparecer en un área de poca densidad de población<sup>12</sup>.

**9. Establecimiento de conclusiones preliminares,** de las que se derivarán las actuaciones oportunas:

- Si no se identifica un exceso de casos puede detenerse la investigación, excepto por un interés determinado en el estudio independiente del ámbito epidemiológico.
- Si se identifica un exceso de casos (estadísticamente significativo) se tiene que continuar la investigación mediante un estudio etiológico.

**10. Diseño del estudio etiológico.** La confirmación epidemiológica de la existencia del conglomerado no implica por sí misma que exista una asociación entre el posible factor de riesgo y la enfermedad. Para la confirmación de esta relación, y siempre que haya indicios de exposición a algún factor de riesgo común entre los casos, se debe plantear una investigación causal o etiológica<sup>1</sup>.

La investigación etiológica debe iniciarse con una revisión bibliográfica, que puede ser ampliada con una consulta a expertos, tanto de las características clínicas de la enfermedad bajo estudio como de los posibles factores de exposición. El objetivo de esta fase es plantear las diferentes hipótesis etiológicas que puedan explicar la aparición del conglomerado. Una vez valorada la factibilidad del estudio de cada hipótesis etiológica concreta se puede proceder a la realización de las investigaciones etiológicas pertinentes, aplicando los criterios de causalidad. De dichas investigaciones se pueden derivar inferencias de sugerencia o de falta de relación causa-efecto entre la exposición y la enfermedad que darán lugar a las recomendaciones pertinentes.

**11.** La última fase de la investigación debe ser la garantía de **vigilancia en la aplicación** de las medidas recomendadas y, en caso necesario, **reevaluación**<sup>1</sup>.

## ESTUDIO DESCRIPTIVO EN EL CASO DEL BARRIO DE CAMPDORÀ, GIRONA

### 3.1. Contacto con la fuente primaria

Una vecina del barrio de Campdorà, Girona, afectada por un cáncer, notificó a los profesionales sanitarios del Área Básica de Salud a la que estaba adscrita la sospecha de una posible relación entre los agentes medioambientales que presumiblemente afectaban a su barrio (la presencia de una incineradora) y el aparente aumento de casos de cáncer.

### 3.2. Definición de la unidad espacial y temporal

El barrio de Campdorà ocupa una superficie de 5,76 km<sup>2</sup>, siendo probablemente el mayor en extensión del municipio de Girona y, paradójicamente, el menor en población. Está situado en la parte interior del meandro que forma el río Ter entre los municipios de Sarrià de Ter y de Sant Julià de Ramis (figura 1). El río Ter lo separa del municipio de Sarrià de Ter en el norte y en el noroeste, mientras que en el sudoeste sirve de frontera con el barrio de Pont Major, Girona. Por el sur, Campdorà limita con los barrios de Montjuïc y de Sant Daniel, también de Girona. La vía del ferrocarril y la carretera de Girona a Palamós (C-255) cruzan el término del barrio. La carretera de Madrid a Francia, N-II, rodea el barrio por el oeste<sup>13-14</sup>.

El primer caso de cáncer en un residente de Campdorà se diagnosticó en 1990 y el último en 2002. Sin embargo, el estudio se limitó al período comprendido entre 1994 y 2002 (9 años), puesto que no se dispuso de la población de referencia ni de la información para calcularla con anterioridad a 1994 para comparar los casos observados.

### 3.3. Recuento y confirmación de los casos

Los casos se obtuvieron a partir de:

- Notificación por parte de un médico de cabecera del Área Básica de Salud de Celrà (Campdorà perteneció al municipio de Celrà hasta 1974).
- Base de datos del sistema de atención primaria (E-CAP) de las Áreas Básicas de Salud de Celrà y de Sarrià de Ter.
- Base de datos del Registro de Cáncer de Girona (RCG)<sup>15</sup>.

Para la confirmación de los diagnósticos se revisaron las historias clínicas de los hospitales donde habían sido diagnosticados estos pacientes, siendo posteriormente contrastada la información de los casos con la base de datos del RCG.

De los 13 casos notificados inicialmente se confirmó el diagnóstico de neoplasia maligna en 10. Todos los casos confirmados de cáncer correspondían a diferentes localizaciones: piel (melanoma), tejidos blandos (liposarcoma), colon, linfoma de células B, próstata, hígado (hepatocarcinoma), laringe, vesícula biliar, mama femenina y un tumor de origen desconocido (carcinoma de células grandes).

La media de edad para los hombres fue de 66 años (inferior 56 y superior 79) y 64,5 años en las mujeres (inferior 54 y superior 76). La distribución de los casos dentro de estos rangos de edad fue bastante simétrica. La distribución geográfica de los casos dentro del barrio fue bastante dispersa (figura 1).

### 3.4. Delimitación de las poblaciones diana y de referencia

Como se comentó anteriormente (y se puede ver en la figura 1), aunque Campdorà



Tabla 1

Incidencia observada y esperada de cáncer por sexo y año. Población de referencia: Girona-Sarrià de Ter

Año	Observada		Esperada <sup>1</sup>	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
1994 <sup>2</sup>	0	0	1,12182	0,49359
1995	1	0	0,76570	0,65524
1996	0	0	1,14723	0,46719
1997	0	0	1,15037	0,58739
1998	0	0	1,00553	0,56091
1999	0	1	1,26846	0,51296
2000	1	0	0,80395	0,51065
2001	1	2	0,79451	0,48483
2002	1	1	0,79451	0,48483
<b>1999-2002</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>3,66143</b>	<b>1,99327</b>
<b>TOTAL</b>	<b>4</b>	<b>4</b>	<b>8,85208</b>	<b>4,75759</b>

<sup>1</sup> Para individuos de 50 o más años de edad.<sup>2</sup> Información anterior no disponible

de Ter, haya desarrollado cáncer en un período de tiempo determinado, siendo:

$$P_{kl} = \frac{\sum O_{kl}}{\sum N_{kl}}$$

La probabilidad de ocurrencia se calculó únicamente para los tipos de cáncer siguientes: piel (melanoma), tejidos blandos (liposarcoma), colon, linfoma de células B, próstata, hígado (hepatocarcinoma), laringe, vesícula biliar, mama femenina y un tumor de origen desconocido (carcinoma de células grandes).

Debido a que el RCG no dispuso entonces de información sobre casos incidentes para los años 2001 y 2002, ni para Girona ni para Sarrià de Ter, supusimos que la probabilidad

de ocurrencia de cáncer en estos municipios (por sexo y grupo de edad) se mantuvo constante desde el año 2000.

### 3.5. Comparación de las incidencias observadas y esperadas

En primer lugar, y con el fin de investigar la existencia de conglomerados en el tiempo, utilizamos dos estadísticos alternativos: a) el estadístico *scan*<sup>16</sup> y; b) el índice de Tango<sup>17</sup>.

Supongamos que ocurren  $N$  casos en el intervalo  $(0, T]$  (es importante señalar que las unidades pueden medirse en el tiempo o en el espacio). Estamos interesados en contrastar la hipótesis nula de que los casos ocurren aleatoriamente en el intervalo  $(0, T]$  (distribución uniforme), contra la alternativa de

que existe un conglomerado en el tiempo dentro del mismo intervalo.

a) *Estadístico scan*,  $S_w$

El estadístico *scan* cuenta el número máximo de casos en cualquier intervalo, fijo y predeterminado, del tiempo. Definiendo  $w$ , una ventana temporal (en nuestro caso) y denotando por  $Y_{t,t+w}$  el número de casos en la ventana  $(t,t+w]$ , el estadístico *scan* se calcula como el máximo del número de casos en esa ventana:

$$S_w = \max_{0 \leq t \leq l-w} Y_{t,t+w}$$

Se rechazará la hipótesis nula si (dado un valor crítico  $k$ ) la probabilidad que el estadístico sea mayor que el valor crítico es mayor que el nivel de significación.

$$\Pr(S_w \geq k) \geq \alpha ; \text{ donde } \alpha \text{ es el nivel de significación.}$$

Un problema es que la distribución del estadístico bajo la hipótesis nula no es conocida y debe calcularse por simulación<sup>18</sup>.

a) *Índice de Tango*,  $C$

El índice de Tango se calcula como:

$$C = r'Ar$$

donde  $r=(r_1, \dots, r_T)$  es el vector multinomial de frecuencias relativas en  $T$  períodos sucesivos; y  $A$  es una matriz  $T \times T$ , con elemento  $a_{ij}$ , fijo y arbitrario, que mide la proximidad entre  $i$  y  $j$  ( $i, j=1, 2, \dots, T$ ) por ejemplo<sup>19</sup>:

$$a_{ij} = e^{-|i-j|}$$

$$a_{ii} = 1$$

$$a_{ij} = a_{ji} \quad \forall i, j$$

Se rechazará la hipótesis nula si, dado un valor crítico  $k$ ,  $\Pr(C \geq k) \geq \alpha$  ; donde es el nivel de significación.

La distribución del estadístico bajo la hipótesis nula es asintóticamente normal<sup>19</sup>.

Como se observa en la tabla 2 los resultados difieren entre ambos estadísticos. De hecho, cuando la aglomeración de casos se produce cerca de los límites inferior o superior del intervalo, como en nuestro caso, el estadístico *scan* es más potente que el índice Tango. Contrariamente, el índice de Tango es más potente que el estadístico *scan* cuando, bajo la hipótesis alternativa, existe una aglomeración de frecuencias en medio del intervalo estudiado o cuando existe una tendencia (creciente o decreciente) en las frecuencias a lo largo del intervalo<sup>19</sup>.

En cualquier caso, tal y como muestran los resultados (tabla 2), podría existir una agrupación no aleatoria de casos observados en el período 2000-2001 o 2001-2002 en los hombres; y en el período 2000-2001 en las mujeres. Sin embargo, la agrupación de casos observados de cáncer podría haberse producido en el período 1999-2002, con un total de 3 casos en los hombres y 4 casos en las mujeres.

Dada la estructura de población por sexo y edad en el barrio, el número de casos observados, sin embargo, podría no haber diferido en realidad del número esperado.

Según los datos más recientes del RCG<sup>15</sup>, la incidencia de cáncer para la Región Sanitaria Girona para el período 1995-99 fue de 536, 6 casos de cáncer cada 100.000 habitantes y año en los hombres y de 357, 2 casos de cáncer por 100.000 habitantes y año en las mujeres<sup>20</sup>.

Para comparar el riesgo utilizamos la Razón de Incidencia Estandarizada (RIE), que expresa la relación entre los casos observados y esperados,

$$RIE_l = \frac{O_l}{E_l}$$

donde  $O_l$  son los casos observados para el sexo  $l$  en Campdorà y  $E_l$  son los casos espe-

**Tabla 2**

**Resultados de los contrastes de existencia de conglomerados en el tiempo**

Estadístico *scan*,  $S_w$

Ventana temporal (w)	Valor crítico (k)	p-valor
1 año	2	0,1975
2 años	2*	0,0078
	3	0,5703
3 años	2	1,0000
	3	1,0000

\* Hombres 2000-2001 y 2001-2002; y Mujeres 2000-2001

**Índice de Tango, C**

Período temporal (T)	Hombres		Mujeres	
	Índice C	p-valor	Índice C	p-valor
1994-2002	0,5259096	0,6046	0,3750000	0,4474
1999-2002	0,5785863	0,6528	0,3750000	0,5932
2000-2001	0,6839397	0,7603	1,0000000	0,2398
2001-2002	0,6839397	0,7603	0,7190575	0,6812

rados para el mismo sexo utilizando la población de referencia Girona-Sarrià de Ter. Una RIE mayor que la unidad indicaría que el número de casos observados es mayor que lo que se esperaría.

Dado que el número de casos observados es inferior a 50 (y superior a 0), para comprobar la significación estadística de las RIE, construimos su intervalo de confianza (al 95%), utilizando la aproximación exacta propuesta por Greenland y Robin<sup>21</sup> (y anteriormente por Rothman y Boice<sup>22</sup>).

Como puede observarse en la tabla 3 las RIE no son, en general, significativas,

excepto para los hombres en el período 1994-2002, con una RIE inferior a la unidad. Así pues, ni siquiera cuando se consideró la posible agrupación temporal del período 1999-2002 a la que nos referimos anteriormente, el número observado fue mayor que el esperado.

**3.6. Existencia de un mecanismo común de carcinogénesis**

Desde el punto de vista epidemiológico creemos que los resultados obtenidos eran esperables puesto que, sobre todo, los tumo-

**Tabla 3**

**Razones de Incidencia Estandarizadas (RIE) e intervalo de confianza**

Población de referencia Girona-Sarrià de Ter								
Período	Hombre				Mujeres			
	Observados	Esperados <sup>1</sup>	RIE	IC95%	Observados	Esperados <sup>1</sup>	RIE	IC95%
1994-2002	4	8,85208	0,452	[0,226-0,926]	4	4,75759	0,841	[0,420-1,724]
1999-2002	3	3,66143	0,819	[0,587-1,052]	4	1,99327	2,007	[0,953-2,784]

res observados se correspondieron a localizaciones tumorales diferentes. Además, los casos se distribuyeron simétricamente en un rango de edad afectado habitualmente por estos tipos de cáncer.

### 3.7. Conclusiones preliminares

Teniendo en cuenta la estructura por edades y sexo de la población considerada en relación a las poblaciones de referencia (las correspondientes a los municipios más próximos) no se puede rechazar la hipótesis nula, es decir, no existe diferencia entre casos observados y esperados. Concluyendo, no parece que durante el período considerado, 1994-2002, se haya producido un exceso de casos de cáncer estadísticamente significativo en el barrio de Campdorà, Girona.

Las inferencias realizadas en este estudio, sin embargo, hasta cierto punto podrían depender del hecho de que no se conozca la incidencia real del cáncer en el barrio Campdorà. El Registro de Cáncer de Girona, del que provienen la mayor parte de los datos disponibles, recoge información del municipio de residencia de los pacientes, pero no de agrupaciones de población más pequeñas, como podría ser la del barrio de Campdorà.

### AGRADECIMIENTOS

Agradecemos a la vecina de Campdorà, Girona, haber dado origen a este estudio. Este trabajo tuvo como base la tesina titulada 'Estudi de conglomerats de càncer. El cas de Campdorà, Girona', realizada por Nuri Pibernat y Ester Sala bajo la tutela del Dr. Pasqual Solanas y presentada al postgrado Enfermería de Salud Comunitaria. Agradecemos también los comentarios de los revisores anónimos.

### BIBLIOGRAFÍA

1. Consejería de Sanidad y Bienestar Social. Junta de Castilla y León. Informe epidemiológico de investigación del conglomerado de casos de cáncer infantil en el colegio «García Quintana» de Valladolid (19-XI-2001). Disponible en: <http://alice.jcyl.es/jcyl/csbs/informecgq.htm> (citado el 17/III/2004).
2. Centers for Disease Control. Guidelines for investigating cluster of health events. *MMWR* 1990; 39:1-23.
3. Kheifets LI. Cluster analysis: a perspective. *Stat Med* 1993; 12:1755-56.
4. Kliukiene J, Tynes T and Andersen A. Residential and Occupational Exposures to 50-Hz Magnetic Fields and Breast Cancer in Women: A Population based Study. *Am J Epidemiol* 2004;159:852-861.
5. Michelozzi P, Capon A, Kitchmayer U, Forastiere F, Biggeri A, Barca A, Perucci C. Adult and childhood leukemia near a high power radio station in Rome, Italy. *Am J Epidemiol* 2002; 155:1096-1103.
6. Comba P, Ascoli V, Belli S, Benedetti M, Gatti L, Ricci P, Tieghi A. Risk of soft tissue sarcomas and residence in the neighbourhood of an incinerator of industrial wastes. *Occup Environ Med* 2003; 60:680-683.
7. Floret Natalie, Mauny Frederic, Challier Bruno, Arbués Patrick, Cahn Jean-Yves and Viel Jean-François. Dioxin Emissions from a Solid Waste Incinerator and Risk of Non-Hodgkin Lymphoma. *Epidemiology* 2003; 392-398.
8. Viel JF, Arveux P, Baverel J, Cahn JY. Soft-tissue sarcoma and Non-Hodgkin's lymphoma clusters around a municipal solid waste incinerator with high dioxin emission levels. *Am J Epidemiol* 2000; 152(1):13-19.
9. Blais JM, Froese KL, Kimpe LE, Muir DC, Backus S, Comba M, Schindler DW. Assessment and characterization of polychlorinated biphenyls near a hazardous waste incinerator: analysis of vegetation, snow and sediments. *Environ Toxicol Chem* 2003; 22(1): 126-33.
10. González CA, Borràs JM, Luna P, Baixeras C, Mariano E, Pera G. Childhood leucemia in a residential town near Barcelona. *Arch Environ Health* 1997; 52:322-325.
11. Steward J, Gareth J. An ecological investigation of the incidence of cancer in Welsh children for the period 1985-1994 in relation to residence near the coastline. *J R Stat Soc [Ser A]* 2001; 164(1):29-43.

12. dos Santos Silva I. Cancer Epidemiology: Principles and Methods. Lyon: International Agency for Research on Cancer; 1999.
13. Gran Enciclopèdia Catalana. Vol. 6. Barcelona, 1992.
14. Adroher L. Girona i els seus barris. Girona: Ajuntament de Girona; 1983.
15. Registro de càncer de Girona. Disponible en: <http://www.iconcologia.catsalut.net/doctor+josep+truetta/unitat+depidemiologia+i/estadistiques.htm>
16. Naus J. The distribution of the size of the maximum cluster of points on a line. *J Am Stat Assoc* 1965; 60:532-538.
17. Tango T. The detection of disease clustering in time. *Biometrics* 1984; 40:15-26.
18. Disponible en <http://c3.biomath.mssm.edu/wscan.html>.
19. Rayens MK, Kryscio RJ. Properties of Tango's index for detecting clustering in time. *Stat Med* 1993; 12:1813-1827.
20. El càncer a Girona, 1994-1997. Viladiu P, Izquierdo A, Marcos R, Vilardell L, Bosch FX, Moreno V, Borràs JM, Borràs J, Galceran J editores. Girona: Institut d'Assistència Sanitària (IAS); 2000.
21. Greenland S, Robin JM. Estimation of a common effect parameter from sparse follow-up data. *Biometrics* 1985; 41:55-68.
22. Rothman KJ, Boice JD. Epidemiologic analysis with a programmable calculator. NIH Publication, Vol. 79-1649. Washington DC: US Government Printing Office; 1979.

## ORIGINAL

## COMPARACIÓN DE LOS MODELOS SCORE Y REGICOR PARA EL CÁLCULO DEL RIESGO CARDIOVASCULAR EN SUJETOS SIN ENFERMEDAD CARDIOVASCULAR ATENDIDOS EN UN CENTRO DE SALUD DE BARCELONA

José Miguel Baena Díez (1,2), José Luis del Val García (2), Luis Héctor Salas Gaetgens (1), Ricard Sánchez Pérez (1), Eva Altes Vaques (1), Bibiana Deixens Martínez (1), Marta Amatller Corominas (1) y Dynaida Katia Núñez Casillas (1)

(1) Área Básica de Salud (ABS) Dr. Carles Ribas-La Marina (Barcelona)

(2) UI SAP Sants-Montjuïc-Sarrià-Les Corts-Sant Gervasi

## RESUMEN

**Fundamento:** No se dispone de estudios que hayan comparado SCORE, REGICOR y Framingham. El objetivo de este trabajo es estudiar cómo clasifican el riesgo cardiovascular las funciones REGICOR y SCORE, su correlación y concordancia respecto a Framingham (1998) y si presentan diferencias respecto a los factores de riesgo cardiovascular en los casos de riesgo alto.

**Métodos:** Estudio descriptivo transversal realizado en atención primaria. Se incluyó a 851 personas entre 35-74 años, libres de enfermedades cardiovasculares y seleccionadas por muestreo aleatorio simple. Se estudió la proporción de pacientes de riesgo alto con Framingham ( $\geq 20\%$  a 10 años), SCORE ( $\geq 5\%$  a 10 años) y REGICOR con puntos de corte  $\geq 20\%$ ,  $\geq 15\%$ ,  $\geq 10\%$  y  $\geq 5\%$  a 10 años, ya que con REGICOR  $\geq 20\%$  apenas hay casos con riesgo alto. Se comparó la correlación (r de Pearson) y concordancia (coeficiente Kappa) de las personas de riesgo alto de REGICOR y SCORE respecto a Framingham.

**Resultados:** Presentaron riesgo alto 23,3% con Framingham, 15,2% con SCORE y un 1,4%, 5,8%, 17,6% y 57,0% con REGICOR con los puntos de corte descritos, respectivamente. REGICOR tuvo una correlación de 0,99 y SCORE de 0,78. REGICOR  $\geq 10\%$  tuvo mejor concordancia (Kappa 0,83) que SCORE (Kappa 0,61). Al comparar los factores de riesgo cardiovascular de los casos con riesgo alto ( $\geq 20\%$  Framingham,  $\geq 5\%$  SCORE y  $\geq 10\%$  REGICOR), el segundo presentó mayor prevalencia de diabetes y menor de hipercolesterolemia ( $p < 0,05$ ).

**Conclusiones:** REGICOR presentó una buena correlación con Framingham. Con el punto de corte  $\geq 10\%$  clasifica como riesgo alto a un número de personas similar a SCORE e inferior a Framingham. El modelo SCORE trataría con hipolipemiantes a un número parecido de pacientes que el modelo REGICOR  $\geq 10\%$ , pero con menor evidencia de efectividad del tratamiento.

**Palabras clave:** Estudios de Validación [Tipo de Publicación]. Factores de riesgo. Enfermedades cardiovasculares.

Correspondencia:

José Miguel Baena Díez.

C. Sant Joan nº 123, Escalera 2, 3º 2ª, Parets del Vallès (08150), Barcelona

Tel/Fax: 932230549

Correo electrónico: jbaenad@meditex.es

## ABSTRACT

### Comparison of the SCORE and REGICOR Models for Calculating Cardiovascular Risk in Cardiovascular Disease-Free Individuals at a Healthcare Center in Barcelona, Spain

**Background:** No studies have been published to date comparing SCORE, REGICOR and Framingham models. This study is aimed at analyzing how the REGICOR and SCORE functions classify cardiovascular risk, their correlation and concordance with Framingham (1998) and whether any differences exist among them with regard to the cardiovascular risk factors in high-risk groups.

**Methods:** Descriptive cross-sectional study conducted in primary care. A total of 851 individuals within the 35-74 age range, free of cardiovascular diseases and selected by simple random sampling were included. A study was made of the percentage of high-risk patients with Framingham ( $\geq 20\%$  ten-year risk), SCORE ( $\geq 5\%$  ten-year risk) and REGICOR with cutoff points  $\geq 20\%$ ,  $\geq 15\%$ ,  $\geq 10\%$  and  $\geq 5\%$  at 10 years, given that with REGICOR  $\geq 20\%$  there are hardly any high-risk cases. A comparison was drawn between the correlation (Pearson's r) and concordance (Kappa index) of the REGICOR and SCORE high-risk individuals as compared to Framingham.

**Results:** The high-risk percentages respectively found were: 23.3% with Framingham; 15.2% with SCORE; and 1.4%, 5.8%, 17.6% and 57.0% with REGICOR with the cutoff points described. REGICOR has a 0.99 correlation, SCORE a 0.78 correlation. REGICOR  $\geq 10\%$  showed a better concordance (Kappa 0.83) than SCORE (Kappa 0.61). On comparing the cardiovascular risk factors of the high-risk cases ( $\geq 20\%$  Framingham,  $\geq 5\%$  SCORE and  $\geq 10\%$  REGICOR), SCORE showed higher prevalence of diabetes and a lower prevalence of hypercholesterolemia ( $p < 0.05$ ).

**Conclusions:** REGICOR showed a good correlation with Framingham. With the  $\geq 10\%$  cutoff point, it classifies a number of individuals as high-risk similar to SCORE and fewer than Framingham. The SCORE model would treat a number of patients similar to the REGICOR  $\geq 10\%$  model with hypolipemiant drugs, however showing lesser evidence of effectiveness of the treatment.

**Key words:** Risk factors. Cardiovascular disease. Validation Studies [Publication Type].

## INTRODUCCIÓN

Es conocida la sobreestimación del riesgo cardiovascular (RCV) de las ecuaciones de Framingham en nuestro país<sup>1</sup>. Para subsanarla tenemos actualmente dos alternativas: la calibración realizada por el grupo REGICOR<sup>2</sup> y la ecuación del proyecto SCORE<sup>3</sup>. Sin embargo, no conocemos bien como clasifican el RCV en nuestro medio estas funciones, tanto en el caso de las ecuaciones de Framingham<sup>4,5</sup> como en las alternativas referidas<sup>2,3</sup> y sólo 2 trabajos<sup>6,7</sup> han estudiado algunos aspectos. El primero de ellos<sup>6</sup> ha comparado la función de Framingham<sup>5</sup> de 1998 (Wilson) con REGICOR<sup>2</sup>, con el propósito principal de determinar las diferencias en la clasificación del RCV. El segundo<sup>7</sup> ha contrastado la función de Framingham<sup>4</sup> de 1991 (Anderson) con SCORE en su versión para países de bajo riesgo<sup>3</sup>, con el objetivo básico de comparar la concordancia en relación a los pacientes calificados como de riesgo alto (RA). Son trabajos poco comparables: diseños distintos, poblaciones seleccionadas de manera diferente, ecuaciones de Framingham distintas y objetivos no exactamente iguales. Seguimos por ello sin conocer cómo clasifican las ecuaciones referidas<sup>2,3</sup> en una misma población y respecto a una misma función de Framingham a los sujetos definidos como de RA.

Otro aspecto interesante y sujeto a controversias es que con REGICOR<sup>2</sup> con el punto de corte  $\geq 20\%$  prácticamente no selecciona pacientes de RA<sup>6</sup>. Apenas se intensificarían las intervenciones para disminuir el RCV y se limitaría la utilidad práctica de la ecuación. Sería por tanto relevante conocer la proporción de pacientes de RA con puntos inferiores de corte, sólo analizada en un estudio<sup>6</sup>.

Puesto que una parte importante de los eventos cardiovasculares se producen en los sujetos mayores de 65 años<sup>8</sup> es importante conocer el comportamiento de SCORE entre las personas del grupo de edad entre 66 y 74

años, no contempladas en la función original<sup>3</sup>. En el trabajo reseñado<sup>7</sup> se incluyó a los pacientes hasta los 74 años, asumiendo que el RCV entre los 66-75 años era igual que a los 65 años, premisa difícil de entender, ya que en las ecuaciones de Framingham<sup>4,5</sup> y REGICOR<sup>2</sup> el RCV sigue aumentando, sobre todo en varones, entre los 66 y 74 años.

También se ha sugerido que las funciones de Framingham<sup>4</sup> y SCORE<sup>3</sup> podrían clasificar a los pacientes de RA con un diferente perfil<sup>7</sup> de factores de riesgo cardiovascular (FRCV). Sería interesante comprobar dicha hipótesis y hacerlo también con la función calibrada REGICOR<sup>2</sup>.

Por ello, nuestro objetivo principal fue determinar cómo clasifican las funciones objeto del estudio<sup>2,3,5</sup> a los pacientes de RA. Como objetivos secundarios comparar la correlación y la concordancia de REGICOR<sup>2</sup> y SCORE<sup>3</sup> con la ecuación de Framingham de 1998, estudiar la proporción de pacientes definidos como RA con distintos puntos de corte con REGICOR<sup>2</sup>, comprobar si con SCORE<sup>3</sup> se pueden extrapolar las predicciones entre los 65-74 años<sup>7</sup> y estudiar si hay diferencias en los casos de RA en relación a los FRCV.

## SUJETOS Y MÉTODOS

### Características de la población y selección de los participantes

Se realizó un estudio descriptivo transversal, realizado en el Centro de Salud Dr. Carles Ribas-la Marina de la ciudad de Barcelona, que lleva funcionando 15 años, dentro de una línea de investigación del centro sobre el RCV<sup>9</sup>. Tenía 35.277 historias clínicas en el momento de realizar el estudio (junio 1998-junio 1999). El centro de salud se caracteriza por tener una población adscrita con un nivel socioeconómico heterogéneo, elevada frecuentación, ausencia de hospitales y otros servicios sanitarios relevantes en su área de

cobertura y población asignada prácticamente igual a la censada.

Los participantes fueron seleccionados por muestreo aleatorio simple a partir del archivo de historias clínicas, con edades entre 35 y 74 años, entre las que se puede calcular el riesgo con REGICOR<sup>2</sup> y Framingham<sup>5</sup>. En el caso de SCORE se estudió a los pacientes entre los 40 y 74 años. Las personas seleccionadas debían tener registrados los datos basales para poder calcular el riesgo con la funciones<sup>2,3,5</sup> y estar libres de enfermedades cardiovasculares (cardiopatía isquémica, enfermedad cerebrovascular, arteriopatía periférica de las extremidades inferiores e insuficiencia cardiaca).

### Variables de estudio y recogida de los datos

Se estudiaron las siguientes variables, incluidas como FRCV<sup>2,3,5</sup>: la edad, el sexo, el tabaquismo: se consideró como fumador al consumidor diario de cualquier cantidad de tabaco y como exfumador a aquéllos con menos de un año de abstinencia<sup>10</sup>; tensión arterial sistólica y diastólica (mmHg). Se estudió también si estaban diagnosticados<sup>11</sup> de hipertensión arterial (3 tomas  $\geq 140/90$  mmHg; e) colesterol total (mg/dl). También se determinó si tenían criterios<sup>11</sup> de hipercolesterolemia (2 valores  $\geq 250$  mg/dl); f) colesterol HDL (mg/dl); g) diabetes mellitus. Se utilizaron los criterios de la Asociación Americana de Diabetes<sup>12</sup>; RCV a 10 años con REGICOR<sup>2</sup>, SCORE<sup>3</sup> y Framingham<sup>5</sup> mediante las ecuaciones originales utilizando la función de sintaxis del programa SPSS.

Para el cálculo del RCV con SCORE se utilizó sólo el colesterol total, ya que según los autores<sup>3</sup> no hay ventajas al utilizar el HDL. Se calculó el RCV<sup>3</sup> entre 40-65 años (función original), y entre 40-74 años, puesto que la sintaxis introduce los valores de edad en años, para verificar una de las hipótesis del estudio.

Los datos se recogieron mediante un protocolo estandarizado, precedido de una prueba piloto con 20 personas para detectar errores del diseño y entrenar a los encuestadores. Fueron obtenidos por revisión de la historia clínica y contacto con el médico responsable y entrevista con la persona participante para completar los datos basales. La metodología pormenorizada y el cálculo del tamaño muestral se detallan en el artículo mencionado<sup>9</sup>. Se realizó un control de calidad por dos revisores en 135 protocolos, consistente en comprobar si las variables (cuantitativas y cualitativas) del estudio se habían registrado correctamente.

Se estudió cómo clasifican a los pacientes definidos como RA a 10 años las funciones estudiadas con los siguientes niveles de RCV:  $\geq 20\%$  con Framingham<sup>5</sup> y REGICOR<sup>2</sup> y  $\geq 5\%$  con SCORE<sup>3</sup>. La proporción de pacientes de RA a los 10 años con REGICOR se valoró con los siguientes puntos de corte:  $\geq 5\%$ ,  $\geq 10\%$ ,  $\geq 15\%$  y  $\geq 20\%$ , para verificar una de las hipótesis del estudio.

### Análisis estadístico

Se realizó mediante el paquete SPSS, versión 11.0. Dicho paquete también fue utilizado para calcular el RCV con las funciones estudiadas<sup>2,3,5</sup>. El control de calidad se verificó mediante el coeficiente Kappa y el coeficiente de correlación intraclase, considerando que valores superiores a 0,75 eran indicativos de una buena concordancia. Las proporciones se compararon mediante la prueba de ji al cuadrado y las medias mediante la t de Student y la ANOVA o las pruebas correspondientes si no se cumplían sus condiciones de aplicación. La correlación y concordancia de las funciones estudiadas se analizó mediante la r de Pearson y el coeficiente Kappa, respectivamente. Se adoptó un nivel alfa de significación estadística  $< 0,05$  en todos los casos.

## RESULTADOS

La selección inicial fue de 1.124 pacientes, disponiéndose de todos los datos para calcular el riesgo en 851 sujetos (75,7%) con una edad media de 55,9 años (DE 11,0; rango: 35-74), de los cuales 496 (58,3%) eran mujeres. Para el estudio del RCV con SCORE entre 40-65 años se incluyeron 561 casos y con SCORE hasta los 74 años 756. El control de calidad mostró valores  $>0,75$  tanto en el en el coeficiente Kappa como en el coeficiente de correlación intraclase.

En la tabla 1 se detallan los FRCV de los pacientes. En la tabla 2 se reflejan los valores medios de RCV. El RCV medio es más elevado con Framingham y disminuye con REGICOR y SCORE hasta los 65 años. Con SCORE hasta los 74 años los valores medios de RCV fueron similares a REGICOR y casi el doble que con SCORE hasta los 65 años.

La proporción de pacientes con RA (tabla 3) fue alta con Framingham  $\geq 20\%$ . Con REGICOR prácticamente no existen pacientes de RA con el punto de corte  $\geq 20\%$ , aumentado los pacientes con RA al disminuir el punto de corte. Con SCORE hasta los 65 años la proporción fue similar a REGICOR  $\geq 10\%$ . Sin embargo, con SCORE hasta 74 años la proporción de pacientes de RA fue superior a Framingham, a expensas sobre todo de las mujeres. En la tabla 4 se detalla la proporción de individuos con diabetes mellitus y RA: SCORE hasta los 65 años presenta casi la misma proporción de pacientes de RA que Framingham, esta proporción es superior con SCORE hasta los 74 años y con REGICOR con el punto de corte  $\geq 10\%$  la proporción es algo inferior a Framingham.

La correlación entre Framingham y REGICOR fue muy elevada (figura 1), con un valor de la r de Pearson de 0,99 ( $p < 0,001$ ). El valor fue de 0,99 en varones y en mujeres. La

Tabla 1

Características de las personas estudiadas en relación a los factores de riesgo, expresadas como media y desviación estándar (entre paréntesis) para las variables cuantitativas y como número y porcentaje (entre paréntesis) para las variables cualitativas

	Varones n=355	Mujeres n=496	Total n=851
Edad (años)	56,1(10,9)	55,8(11,1)	55,9(11,0)
Tabaquismo	212(59,7%)	118(23,8%)	330(38,8%)
Colesterol total (mg/dl)	216,0(37,9)	220,5(37,9)	218,6(37,9)
Hipercolesterolemia ( $\geq 250$ mg/dl)	79(22,3%)	139(28,0%)	218(25,6%)
Colesterol HDL (mg/dl)	48,8(11,3)	53,7(12,3)	51,7(12,1)
Colesterol HDL $<35$ mg/dl	39(11,0%)	20(4,0%)	59(6,9%)
Colesterol HDL $>59$ mg/dl	58(16,4%)	150(30,3%)	208(24,4%)
Tensión arterial sistólica (mmHg)	130,1(16,6)	131,9(19,1)	131,2(18,1)
Tensión arterial diastólica (mmHg)	79,7(10,1)	80,4(10,6)	80,1(10,4)
Hipertensión arterial (OMS)	124(34,9%)	200(40,3%)	324(38,1%)
Diabetes mellitus	61(17,2%)	63(12,7%)	124(14,6%)

Tabla 2

Riesgo medio (expresado como media y DE) de las funciones estudiadas

	Varones	Mujeres	Total
Riesgo medio Framingham (n= 851)	19,8(12,3)	10,5(7,2)	14,4(10,7)
Riesgo medio REGICOR (n= 851)	7,8(5,0)	5,1(3,3)	6,2(4,3)
Riesgo medio SCORE 40-65 años (n= 561)	3,7(3,6)	1,7(2,6)	2,5(3,2)
Riesgo medio SCORE 40-74 años (n= 756)	6,2(7,7)	3,8(6,4)	4,8(7,1)

Tabla 3

Número y proporción de personas de riesgo alto a los 10 años con las funciones de Framingham, REGICOR y SCORE

	Varones	Mujeres	Total
Riesgo alto Framingham $\geq 20\%$ (n= 851)	147(41,4%)	51(10,3%)	198(23,3%)
Riesgo alto REGICOR (n= 851)			
Punto de corte $\geq 20\%$	12(3,4%)	0(0%)	12(1,4%)
Punto de corte $\geq 15\%$	33(9,3%)	16(3,2%)	49(5,8%)
Punto de corte $\geq 10\%$	103(29,0%)	47(9,5%)	150(17,6%)
Punto de corte $\geq 5\%$	249(70,1%)	236(47,6%)	485(57,0%)
Riesgo alto SCORE ( $\geq 5\%$ )			
Edad 40-65 años (n= 561)	57(24,3%)	28(8,6%)	85(15,2%)
Edad 40-74 años (n= 756)	129(40,7%)	95(21,6%)	224(29,6%)

correlación de Framingham con SCORE hasta los 65 años fue peor (figura 2), con un valor de 0,78 ( $p < 0,001$ ), siendo mejor en varones (0,79) que en mujeres (0,70). La correlación de Framingham con SCORE hasta los 74 años (figura 3) fue aún más baja, con un valor de 0,70 ( $p < 0,001$ ), siendo de

nuevo bastante mejor en varones (0,77) que en mujeres (0,62).

La concordancia respecto a los sujetos de RA entre Framingham y REGICOR con distintos puntos de corte se observa en la tabla 5. REGICOR con un riesgo  $\geq 10\%$  con-

**Tabla 4**

**Número y proporción de personas con diabetes mellitus y riesgo alto a los 10 años con las funciones de Framingham, REGICOR y SCORE**

	<b>Varones</b>	<b>Mujeres</b>	<b>Total</b>
Riesgo alto Framingham $\geq 20\%$ (n= 851)	48(78,7%)	34(54,0%)	82(66,1%)
Riesgo alto REGICOR (n= 851)			
Punto de corte $\geq 20\%$	10(16,4%)	0(0%)	10(8,1%)
Punto de corte $\geq 15\%$	14(23,0%)	13(20,6%)	27(21,8%)
Punto de corte $\geq 10\%$	37(60,7%)	31(49,2%)	68(54,8%)
Punto de corte $\geq 5\%$	59(96,7%)	61(96,8%)	120(96,8%)
Riesgo alto SCORE ( $\geq 5\%$ )			
Edad 40-65 años (n= 561)	24(63,2%)	24(68,6%)	48(65,8%)
Edad 40-74 años (n= 756)	46(76,7%)	52(82,5%)	98(79,7%)

**Figura 1**

**Correlación entre el riesgo cardiovascular de Framingham y REGICOR**

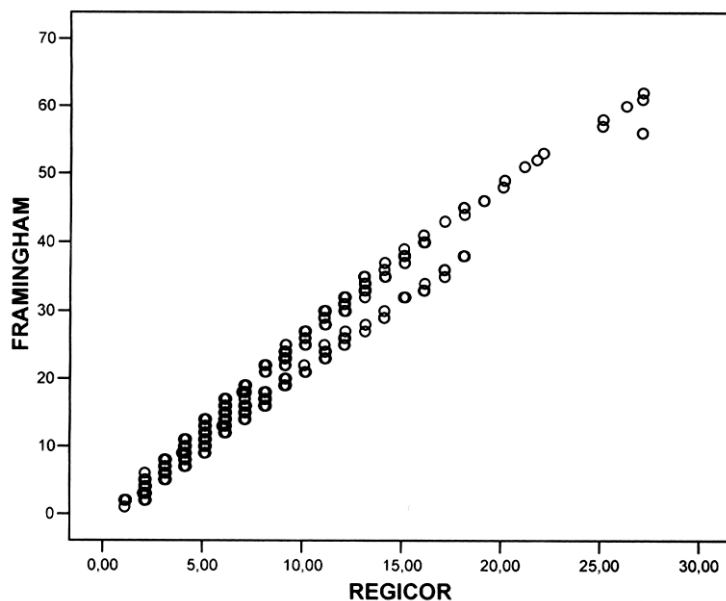


Figura 2

Correlación entre el riesgo cardiovascular de Framingham y SCORE (40-65 años)

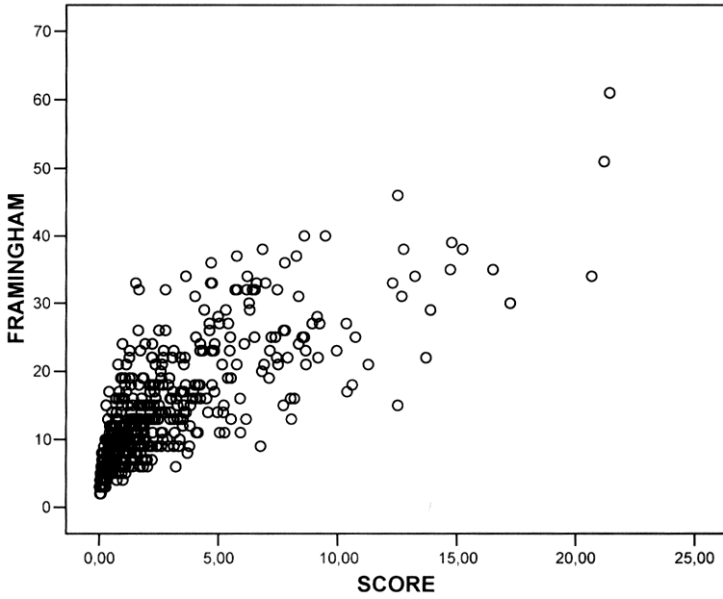
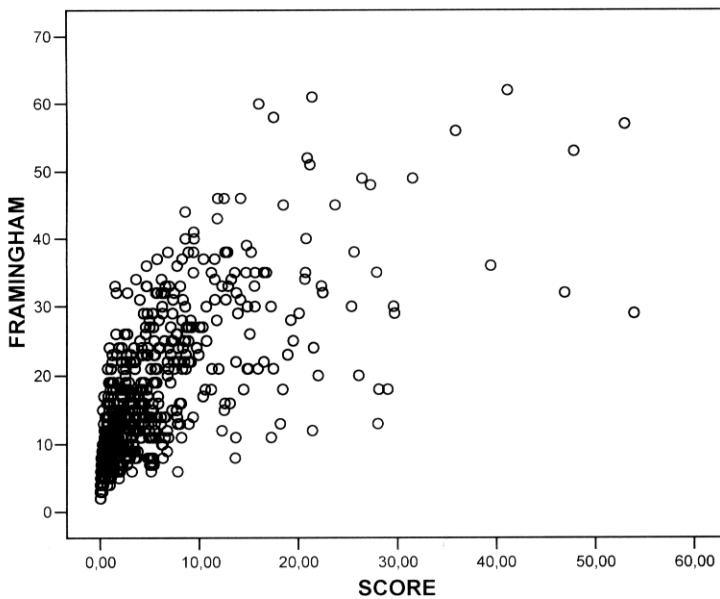


Figura 3

Correlación entre el riesgo cardiovascular de Framingham y SCORE (40-70 años)



**Tabla 5**

**Concordancia en la clasificación de las personas definidas como de riesgo alto a los 10 años con la ecuación de Framingham (20%) respecto a REGICOR con distintos puntos de corte. Resultados expresados como número y porcentaje del total**

Kappa: 0,09 Framingham	REGICOR ≥ 20%		Total
	Riesgo bajo	Riesgo Alto	
Riesgo bajo	653(76,7%)	0(0%)	653(76,7%)
Riesgo alto	186(21,9%)	12(1,4%)	198(23,3%)
Total	839(98,6%)	12(1,4%)	851(100%)
Kappa: 0,34 Framingham	REGICOR ≥ 15%		Total
	Riesgo bajo	Riesgo Alto	
Riesgo bajo	653(76,7%)	0(0%)	653(76,7%)
Riesgo alto	149(17,5%)	49(5,8%)	198(23,3%)
Total	802(94,2%)	49(5,8%)	851(100%)
Kappa: 0,83 Framingham	REGICOR ≥ 10%		Total
	Riesgo bajo	Riesgo Alto	
Riesgo bajo	653(76,7%)	0(0%)	653(76,7%)
Riesgo alto	48(5,6%)	150(17,6%)	198(23,3%)
Total	701(82,4%)	150(17,6%)	851(100%)
Kappa: 0,37 Framingham	REGICOR ≥ 5%		Total
	Riesgo bajo	Riesgo Alto	
Riesgo bajo	366(43,0%)	287(33,7%)	653(76,6%)
Riesgo alto	0(0%)	198(23,3%)	198(23,3%)
Total	366(43,0%)	485(57,0%)	851(100%)

**Tabla 6**

**Concordancia en la clasificación de las personas definidas de riesgo alto a los 10 años con la ecuación de Framingham (≥20%) respecto a SCORE original (hasta los 65 años) y SCORE hasta los 74 años (≥5%). Resultados expresados como número y porcentaje del total**

Kappa: 0,61 Framingham	SCORE hasta los 65 años		Total
	Riesgo bajo	Riesgo Alto	
Riesgo bajo	434(77,4%)	20(3,6%)	454(80,9%)
Riesgo alto	42(7,5%)	65(11,6%)	107(19,1%)
Total	476(84,8%)	85(15,2%)	561(100%)
Kappa: 0,63 Framingham	SCORE hasta los 74 años		Total
	Riesgo bajo	Riesgo Alto	
Riesgo bajo	488(64,6%)	70(9,3%)	558(73,8%)
Riesgo alto	44(5,8%)	154(20,4%)	198(26,2%)
Total	532(70,4%)	224(29,6%)	756(100%)

Tabla 7

Características en relación a los factores de riesgo cardiovascular de las personas clasificadas de riesgo alto a los 10 años con las funciones estudiadas

Factor de riesgo	Framingham $\geq 20\%$ n=198	REGICOR $\geq 10\%$ n=150	SCORE $\geq 5\%$ n=85
Edad(media y DE) <sup>1</sup>	63,9(6,0)	65,0(6,3)	62,0(3,4)
Sexo masculino(%) <sup>2</sup>	147(74,2%)	103(68,7%)	57(67,1%)
Tabaquismo(%) <sup>3</sup>	112(56,6%)	87(58,0%)	47(55,3%)
Hipercolesterolemia(%) <sup>4</sup>	76(38,4%)	60(40,0%)	21(24,7%)
Hipertensión arterial(%) <sup>5</sup>	133(67,2%)	104(69,3%)	55(64,7%)
Diabetes mellitus(%) <sup>6</sup>	81(40,9%)	65(43,3%)	48(56,5%)

<sup>1</sup>p<0,001; <sup>2</sup>p=0,360; <sup>3</sup>p=0,170; <sup>4</sup>p=0,044; <sup>5</sup>p=0,763; <sup>6</sup>p=0,049

cuerda muy bien con Framingham, con un kappa de 0,83 (varones 0,73 y mujeres 0,96). Las casillas discordantes son sólo el 5,6% y de los pacientes calificados como de RA por Framingham, REGICOR concuerda en el 75,8% de los casos. La concordancia es inferior (tabla 6) con SCORE hasta los 65 años, con un kappa de 0,61 (varones 0,63 y mujeres 0,49). Las casillas discordantes aumentan hasta el 11,1% y de los pacientes de RA con Framingham, SCORE concuerda en el 60,7%. La concordancia con SCORE hasta los 74 años (tabla 6) fue algo mejor, a diferencia del caso anterior con la correlación, con un Kappa de 0,63 (0,72 en varones y 0,44 en mujeres). La proporción de casillas discordantes fue del 15,1% y concuerdan con Framingham el 77,8% de los pacientes calificados como de RA.

Por último, en la tabla 7 se estudian los FRCV de los pacientes definidos como RA a los 10 años. Además de la edad (SCORE tiene un diferente rango) se observan 2 diferencias significativas entre las funciones estudiadas: superior proporción de diabéticos e inferior proporción de casos con hipercolesterolemia con SCORE. Framingham y REGICOR no presentaron diferencias notorias en la proporción de FRCV.

## DISCUSIÓN

La ecuación calibrada REGICOR<sup>2</sup> con el punto de corte  $\geq 10\%$  a los 10 años ha mos-

trado unos buenos resultados en los aspectos de validez analizados. Ha presentado en relación a Framingham<sup>5</sup> una proporción inferior, aunque no en exceso, de personas con RA, una buena correlación, una buena concordancia con el punto de corte  $\geq 10\%$  y un perfil de FRCV similar en los casos de RA. La ecuación de SCORE<sup>3</sup> presentó unos valores de correlación y concordancia peores como era de esperar, puesto que REGICOR es la ecuación de Framingham pero calibrada, y se comportó de manera contradictoria al intentar extrapolar sus resultados a los pacientes hasta los 74 años: peor correlación pero mejor concordancia, que además tuvieron valores bastante inferiores en mujeres. La proporción de casos de RA fue superior a Framingham<sup>5</sup> al extrapolar el riesgo hasta los 74 años e incluyó a más diabéticos y menos hipercolesterolémicos en los casos definidos como de RA.

Aunque el presente trabajo no es multicéntrico, la población de origen es bastante numerosa, heterogénea, y, de hecho, el tamaño muestral es superior al trabajo de Jones et al<sup>13</sup> que sirvió para adoptar las recomendaciones británicas. La proporción de no respondidas fue inferior al 25%, por lo que no creemos que se hayan introducido sesgos de selección. Aunque las funciones de Framingham permiten calcular el RCV a partir de los 30 años, se excluyó a los pacientes entre 30 y 34 por su bajo riesgo, de manera similar al grupo REGICOR<sup>2</sup>, facilitando

además la comparabilidad con otros estudios<sup>6</sup>.

Nuestros pacientes presentaron (tabla 1) una mayor proporción de tabaquismo y diabetes mellitus y una menor proporción de hipertensos en varones respecto al estudio del grupo REGICOR<sup>6</sup>. Respecto al trabajo de Maiques Galán et al<sup>7</sup> nuestros pacientes difirieron en edad (10 años más), mayor proporción de varones fumadores, inferior proporción de varones hipertensos y superior proporción de mujeres con hipercolesterolemia. Creemos por ello que el RCV de nuestros pacientes es similar al estudio del grupo REGICOR<sup>6</sup> y superior al trabajo de Maiques Galán et al<sup>7</sup> y por ello el RCV medio con SCORE y Framingham fue superior al trabajo mencionado<sup>7</sup>, aunque los datos no son exactamente comparables al utilizarse en dicho estudio la función de Framingham de 1991<sup>4</sup>, además de otras diferencias.

Llama la atención que a pesar de ser inferior el RCV medio calculado con SCORE que el calculado con Framingham (tabla 2), la proporción de personas de RA (tabla 3) es sólo algo inferior con SCORE hasta los 65 años y es superior con SCORE hasta los 74 años (dobla la proporción respecto a SCORE hasta los 65 años), sobre todo en los diabéticos (tabla 4). En el estudio reseñado<sup>7</sup> la proporción de pacientes de RA fue inferior (5,5%), pero se seleccionó a pacientes entre 30 y 75 años (SCORE contempla el cálculo entre 40 y 65), se asumió que el RCV entre 66 y 74 años era equivalente al de 65 años (en el artículo no se detallan los argumentos para realizar esta asunción) y se excluyó a los diabéticos, por lo que no es de extrañar el bajo RCV con SCORE en dicho estudio<sup>7</sup>.

La correlación de REGICOR<sup>2</sup> con la ecuación de Framingham<sup>5</sup> fue excelente (figura 1), con valores cercanos a 1 (correlación perfecta). Las dos líneas, prácticamente rectas, que se observan en la figura 1 corresponden a la correlación entre varones y mujeres (líneas superior e inferior, respectivamente). Estas

cifras no son sorprendentes, puesto que la ecuación calibrada de REGICOR<sup>2</sup> utiliza el mismo modelo y coeficientes beta que Framingham<sup>5</sup>, procedimiento avalado por múltiples estudios<sup>14</sup>, que han demostrado que, en general, el riesgo relativo de los FRCV es similar de unos a otros países y lo que varía en realidad son los riesgos absolutos. Como era de esperar, la correlación (figuras 2 y 3) ha sido bastante peor con SCORE<sup>3</sup> respecto a Framingham<sup>5</sup>, especialmente en mujeres y si extrapolamos el RCV hasta los 74 años como han hecho otros autores<sup>7</sup>.

Respecto a la concordancia al catalogar a los pacientes de RA respecto a Framingham<sup>5</sup>, el mejor valor fue con REGICOR<sup>2</sup> con el punto de corte  $\geq 10\%$ , con un valor de 0,83. Con SCORE<sup>3</sup> la concordancia fue bastante inferior (0,61 y 0,63), sobre todo en las mujeres (cifras  $< 0,50$ , indicativas de baja concordancia), como cabría esperar al ser Framingham y REGICOR la misma ecuación. En el estudio del grupo REGICOR<sup>6</sup> con el punto de corte  $\geq 10\%$  a los 10 años la concordancia respecto a Framingham también fue excelente, con un valor de 0,88 (cifra obtenida a partir de los datos de dicho trabajo). En el estudio de Maiques Galán et al<sup>7</sup> la concordancia de SCORE<sup>3</sup> respecto a Framingham<sup>4</sup> tampoco fue demasiado alta (0,72). Por tanto no parece aconsejable utilizar las tablas de SCORE<sup>3</sup> hasta los 74 años como han hecho otros autores<sup>7</sup> hasta que no se haya demostrado su validez.

El perfil de los FRCV (tabla 7) mostró con SCORE una inferior proporción de pacientes con hipercolesterolemia y una superior proporción de diabetes mellitus. El trabajo de Maiques Galán et al<sup>7</sup> que también estudió esta cuestión, excluyó a los diabéticos y en él los pacientes de RA con SCORE tenían una proporción similar de pacientes con hipercolesterolemia y una superior proporción de pacientes con hipertensión. No obstante, la selección de los pacientes no fue aleatoria<sup>7</sup>, por lo que no se pueden descartar sesgos a este nivel.

Puesto que está claro que hay que tratar con fármacos a los pacientes con hipertensión y diabetes mellitus que no se controlan con medidas higiénicas y dietéticas<sup>2</sup>, en la práctica real el RCV se puede disminuir básicamente mediante el uso de antiagregantes e hipolipemiantes (estatinas sobre todo). Utilizando REGICOR<sup>2</sup> con el punto de corte del 10% (el de mejor concordancia con Framingham) se trataría a una proporción inferior (pero no excesiva) de pacientes respecto a Framingham y utilizando SCORE hasta los 74 años aún se trataría a más pacientes que con Framingham, a pesar de que dicha función sólo predice mortalidad cardiovascular<sup>3</sup>. Con SCORE (tabla 7) se trataría con hipolipemiantes a pacientes de RA con una proporción inferior de casos con hipercolesterolemia, que es precisamente donde está más demostrada su eficacia de dichos fármacos<sup>15</sup>.

Estimar sólo el riesgo de mortalidad como hace SCORE<sup>3</sup> supone en cierta medida desvirtuar la realidad de la práctica clínica, especialmente en atención primaria, en que la mayoría de acontecimientos cardiovasculares no son, afortunadamente, mortales. El otro gran inconveniente de SCORE<sup>3</sup> es no disponer de tablas para diabéticos, población de elevado RCV en España<sup>16</sup> y cuya prevalencia está aumentando en las últimas décadas<sup>8,17</sup>. Por otro lado, la función REGICOR<sup>2</sup> tiene como inconveniente estimar sólo el riesgo coronario, que aunque es una aproximación no puede considerarse como un estimador ideal del riesgo cardiovascular. Jimeno Mollet et al<sup>18</sup> señalan en su estudio con diabéticos que Framingham al 20% sobreestima el RCV y REGICOR al 20% lo infraestima, aunque la verdadera incidencia de cardiopatía isquémica está más próxima a REGICOR. Con el punto de corte  $\geq 10\%$  REGICOR consideraría a la diabetes entre la prevención primaria y la secundaria (tabla 4), coincidiendo con la tendencia actual<sup>19,20</sup>, mientras que Framingham y SCORE tienden a desplazar a los diabéticos hacia la prevención secundaria (tabla 4).

La publicación de las tablas del estudio DORICA<sup>21</sup>, con una metodología similar a la ecuación calibrada de REGICOR, aunque con distinta selección de los pacientes al basarse en estudios transversales, supone una interesante aportación, pero ha complicado todavía más la crucial cuestión de que método de cálculo del RCV es el más adecuado en España<sup>1</sup>. Aunque no hay estudios publicados que hayan demostrado la validez poblacional de SCORE<sup>3</sup> ni de ninguna otra función, las Sociedades Europeas<sup>22</sup> se han decantado por SCORE<sup>3</sup> en sustitución de la ecuaciones clásicas de Framingham<sup>4,5</sup>. Asimismo, un grupo multidisciplinario español<sup>23</sup> también ha optado en fecha muy reciente por SCORE<sup>3</sup>, aunque señala que esta cuestión se puede revisar cuando se publiquen las validaciones de REGICOR y SCORE, como en el caso del estudio multicéntrico VERIFICA. Mientras tanto, el presente trabajo sugiere a partir de los parámetros de validez estudiados que la ecuación calibrada REGICOR<sup>2</sup> es una buena herramienta para estimar el riesgo en un país de baja incidencia como el nuestro.

### Addendum

Los firmantes del presente estudio no pertenecen a los grupos de trabajo REGICOR o SCORE. Los participantes no han sido incluidos en el estudio VERIFICA, promovido por la Fundación Jordi Gol i Gurina, el Institut Municipal de Investigació Mèdica de Barcelona y el Institut Català de la Salut.

### BIBLIOGRAFÍA

1. Maiques Galan A. Valoración del riesgo cardiovascular. ¿Qué tabla utilizar? *Aten Primaria* 2003; 32: 586-89.
2. Marrugat J, Solanas P, D' Agostino R, Sullivan L, Ordovas J, Cerdón F, et al. Estimación del riesgo coronario en España mediante la función de Framingham calibrada. *Rev Esp Cardiol* 2003; 56: 253-61.

3. Conroy RM, Pyörälä K, Fitzgerald AP, Sans S, Menotti A, De Backer G, et al. Estimation of ten-year risk of fatal cardiovascular disease in Europe: the SCORE project. *Eur Heart J* 2003; 24: 987-1003.
4. Anderson KM, Wilson PWF, Odell PM, Kannel WB. An update coronary risk profile. A statement for health professionals. *Circulation* 1991; 83: 356-2.
5. Wilson PWF, D'Agostino RB, Levy D, Belanger AM, Silbershatz H, Kannel WB. Prediction of coronary heart disease using risk factor categories. *Circulation* 1998; 97: 1837-47.
6. Ramos R, Solanas P, Cerdón F, Rohlfis I, Elosua R, Sala J, et al. Comparación de la función de Framingham original y la calibrada del REGICOR en la predicción del riesgo coronario poblacional. *Med Clin (Barc)* 2003; 121: 521-6.
7. Maiques Galán A, Antón García F, Franch Taix M, Albert Ros X, Aleixandre Martí E, Collado Gil A. Riesgo cardiovascular del SCORE comparado con el de Framingham. Consecuencias del cambio propuesto por las Sociedades Europeas. *Med Clin (Barc)* 2004; 123: 681-5.
8. Baena Díez JM, del Val García JL, Tomàs Pelegrina J, Martínez Martínez JL, Martín Peñacoba R, González Tejón I, et al. Epidemiología de las enfermedades cardiovasculares y factores de riesgo en atención primaria. *Rev Esp Cardiol* 2005; 58: 367-73.
9. Baena Díez JM, Álvarez Pérez B, Piñol Forcadell P, Martín Peñacoba R, Nicolau Sabaté M, Altès Boronat A. Asociación entre la agrupación (clustering) de factores de riesgo cardiovascular y el riesgo de enfermedad cardiovascular. *Rev Esp Salud Pública* 2002; 76: 7-15.
10. Córdoba García R, Ortega Sánchez-Pinilla R, Cabezas Peña C, Forés García D, Nebot Adell M. Recomendaciones sobre el estilo de vida. *Aten Primaria* 1999; 24 (supl. 1): 118-32.
11. Programa de Actividades preventivas y de Promoción de la Salud. Guía de Prevención Cardiovascular. Madrid: Sociedad Española de Medicina Familiar y Comunitaria, 1996; 18-36.
12. The Expert Committee on the diagnosis and Classification of Diabetes Mellitus: Report of the Committee on the diagnosis and Classification of Diabetes Mellitus. *Diabetes Care* 1997; 20:1183-97.
13. Jones AF, Walker J, Jewkes C, Game FL, Barlett WA, Marshall T, et al. Comparative accuracy of cardiovascular risk prediction methods in primary care patients. *Heart* 2001; 85: 37-43.
14. D'Agostino RB, Grundy S, Sullivan LM, Wilson P. Validation of the Framingham Coronary Heart Disease Prediction Scores: Results of a Multiple Ethnic Groups Investigation. *JAMA* 2001; 286: 180-7.
15. Pignone M, Phillips C, Mulrow C. Use of lipid lowering drugs for primary prevention of coronary heart disease: meta-analysis of randomised trials. *BMJ* 2000; 321: 1-5.
16. Baena Díez JM, González Tejón I, Pomares Sajkiewicz M, Rovira España M, Martínez Martínez JL, Tomàs Pelegrina J. Episodios cardiovasculares asociados a las nuevas categorías diagnósticas de la diabetes mellitus propuestas por la Asociación Americana de Diabetes. *Aten Primaria* 2002; 29: 343-7.
17. Mokdad AH, Bowman BA, Ford ES, Vinicor F, Marks JS, Koplan JP. The continuing epidemics of obesity and diabetes in the United States. *JAMA* 2001; 286: 1195-200.
18. Jimeno Mollet J, Molist Brunet N, Franch Nadal J, Serrano Borraz V, Serrano Barragán L, Gracia Jiménez R. Variabilidad en la estimación del riesgo coronario en la diabetes mellitus tipo 2. *Aten Primaria* 2005; 35: 30-6.
19. Evans JMM, Wang J, Morris AD. Comparison of cardiovascular risk between patients with type 2 diabetes and those who had had a myocardial infarction: cross sectional and cohort studies. *BMJ* 2002; 324:939-44.
20. Lee CD, Folsom AR, Pankow JS, Brancati FL. Atherosclerosis Risk in Communities (ARIC) Study Investigators. Cardiovascular events in diabetic and nondiabetic adults with or without history of myocardial infarction. *Circulation* 2004; 109: 855-60.
21. Aranceta J, Pérez Rodrigo C, Foz Sala M, Mantilla T, Serra Majem L, Moreno B, et al. Tablas de evaluación del riesgo coronario adaptadas a la población española. Estudio DORICA. *Med Clin (Barc)* 2004; 123: 686-91.
22. De Backer G, Ambrosioni E, Borch-Johnsen K, Brotons C, Cifkova R, Dallongeville J, et al. Executive summary. European guidelines on cardiovascular disease prevention in clinical practice. *Eur Heart J* 2003; 24: 1601-10.
23. Comité Español Interdisciplinario para la Prevención Cardiovascular. Adaptación española de la Guía Europea de Prevención Cardiovascular. *Rev Esp Salud Pública* 2004; 78: 435-8.

## ORIGINAL

## COMPARACIÓN DE LOS MODELOS SCORE Y FRAMINGHAM EN EL CÁLCULO DE ALTO RIESGO CARDIOVASCULAR PARA UNA MUESTRA DE VARONES DE 45 Y 65 AÑOS DE ASTURIAS

Artemio Álvarez Cosmea (1), Luis Díaz González (1), Vicente López Fernández (1), Miguel Angel Prieto Díaz (2) y Saúl Suárez García (1)

(1) Centro de Salud Ventanielles-Colloto. Oviedo. Principado de Asturias.

(2) Centro de Salud Vallobín-Concinos. Oviedo. Principado de Asturias.

## RESUMEN

**Fundamento:** Recientemente el Comité Español Interdisciplinario para la Prevención Cardiovascular (CEIP) elaboró un consenso para adaptar las recomendaciones de la Guía Europea de Prevención cardiovascular a la población española, utilizando el SCORE como método de cálculo de riesgo. El objetivo de este trabajo es conocer las diferencias que supone pasar del criterio de Framingham al de SCORE en la clasificación de los varones en el grupo de alto riesgo.

**Métodos:** Estudio descriptivo transversal realizado en atención primaria. El número de participantes fue de 379 varones de entre 45 y 65 años, correspondientes a 4 cupos de medicina general de 3 centros de salud del Principado de Asturias. Medidas principales: cálculo del riesgo cardiovascular y prevalencia de alto riesgo según Framingham clásico y según SCORE. Estimación de curva de prevalencia de alto riesgo por regresión logística.

**Resultados:** La prevalencia de alto riesgo según la ecuación de Framingham fue de 24% (IC<sub>95%</sub>=19,9-28,7) y según SCORE de 17,9% (IC<sub>95%</sub>=14,3-22,3) siendo la diferencia estadísticamente significativa ( $p=0,02$ ). El modelo SCORE presenta prevalencias menores en sujetos menores de 60 años y mayores por encima de los 60; en varones fumadores SCORE presenta prevalencias menores en personas menores de 58 años; los varones de alto riesgo con Framingham y bajo riesgo con SCORE son más jóvenes, fumadores y con cifras medias más bajas de presión arterial y cifras moderadas de colesterol.

**Conclusiones:** Al aplicar el modelo SCORE clasificamos menos varones como de alto riesgo, sobre todo en menores de 58 años, fumadores y con cifras moderadas de colesterol, que con la escala de Framingham.

**Palabras clave:** Factores de riesgo. Enfermedades cardiovasculares. Atención primaria de salud.

## ABSTRACT

### Comparison of the SCORE and Framingham Models in Calculating High Cardiovascular Risk for a Sample of Males within the 45-65 Age Range in Asturias, Spain

**Background:** The Spanish Interdisciplinary Committee for Cardiovascular Prevention has recently drafted a consensus for adapting the European Cardiovascular Prevention Guide to the Spanish population, using SCORE as the risk-calculation method. This study is aimed at ascertaining the differences involved in changing over from the Framingham to the SCORE criterion in the classification of males within the high-risk group.

**Methods:** Descriptive cross-sectional study conducted in primary care. A total of 379 males within the 45-65 age range, corresponding to four (4) groups from general practitioners from three healthcare centers in the Principality of Asturias. Main measurements: calculation of the cardiovascular risk and high-risk prevalence by the conventional Framingham method and according to SCORE. High-risk prevalence curve estimated by logic regression.

**Results:** The high-risk prevalence according to the Framingham equation was 24% (CI95%=19,9-28,7) and was 17,9% (CI95%=14,3-22,3) for SCORE, the difference being statistically significant ( $p=0,02$ ). The SCORE model shows lower prevalences among subjects under age 60 and higher for those over age 60. Among male smokers, SCORE shows lower prevalences among individuals under 58 years of age, the high-risk males with Framingham and low-risk with SCORE being younger, smokers and having lower average blood pressure figures and moderate cholesterol figures.

**Conclusions:** On applying the SCORE model, we classify fewer males as high-risk, especially among those under 58 years of age who are smokers having moderate cholesterol figures than when the Framingham scale is used.

**Key words:** Risk factors. Cardiovascular diseases. Primary health care.

Correspondencia:  
Artemio Álvarez Cosmea  
C/ Rafael Altamira 5, 11º A  
33006 Oviedo. Asturias  
Teléfono: 985-253555  
Correo electrónico: aalvarezco@papps.org

## INTRODUCCIÓN

Desde la publicación de la guía de prevención cardiovascular de las Sociedades Europeas (Third Task Force European, 2003)<sup>1</sup> se recomienda la utilización del SCORE<sup>2</sup> para el cálculo de riesgo cardiovascular, aunque en realidad lo que mide es mortalidad cardiovascular. Hasta ahora se utilizaban las tablas de riesgo de Framingham<sup>3</sup> para la detección de pacientes de alto riesgo, ya que eran las recomendadas por el Programa de Actividades Preventivas y Promoción de la Salud (PAPPS)<sup>4</sup> de la Sociedad Española de Medicina de Familia y más recientemente por el Programa Integral de la Cardiopatía Isquémica (PICI)<sup>5</sup> del Ministerio de Sanidad, aunque sabíamos por diferentes estudios que, excepto en el Norte de Europa<sup>6</sup>, sobrestiman el riesgo en la mayoría de poblaciones europeas, sobre todo en las mediterráneas<sup>7-10</sup>. El Comité Español Interdisciplinario para la Prevención Cardiovascular (CEIPC) ha consensuado la adaptación de la guía de prevención cardiovascular europea a la población española, recomendando el método SCORE para el cálculo de riesgo cardiovascular (tablas para países de bajo riesgo)<sup>11</sup>. Recientemente se han publicado estudios<sup>12</sup> que valoran el cambio del método de Framingham al SCORE. En la práctica clínica supone tratar un número menor de sujetos varones de mediana edad con cifras de colesterol total altas.

Dado que no podemos comparar el riesgo calculado con uno y otro método, ya que miden cosas distintas (Framingham mide el riesgo coronario total y SCORE la mortalidad cardiovascular), nos propusimos como objetivo conocer las implicaciones en la clasificación de los varones como de alto riesgo, dato fundamental a la hora de instaurar tratamiento con fármacos de los distintos factores de riesgo (FR), sobre todo la hipertensión arterial y la hipercolesterolemia. Además, precisamente es en la población masculina en la que existen evidencias claras de que en prevención primaria las estati-

nas disminuyen la morbimortalidad cardiovascular<sup>13,14</sup>.

## SUJETOS Y MÉTODOS

Se realizó un estudio transversal en el ámbito de la atención primaria, siendo la población de estudio todos los varones entre 45 y 65 años de edad de cuatro cupos de medicina general atendidos en tres centros de salud de la Comunidad Autónoma del Principado de Asturias. Para confeccionar el listado de sujetos utilizamos la base de datos de la tarjeta sanitaria de los referidos cupos, habiendo en total 600 varones. Consideramos criterios de exclusión: ser enfermo terminal, estar inmovilizado, ser alcohólicos, tener trastornos mentales graves y no residir en la zona. Los sujetos se seleccionaron a partir de la consulta a demanda, y a los que no acudían se les citaba por teléfono a consulta para realizar el estudio completo. El período de estudio fue de enero a diciembre de 1999. Se recogieron las siguientes variables: edad, antecedentes familiares en primer grado de enfermedad coronaria precoz o muerte súbita en varones menores de 55 años y en mujeres menores de 65 años, antecedentes personales documentados de patología cardiovascular (cardiopatía isquémica, accidente cerebrovascular, insuficiencia cardíaca e isquemia crónica de miembros inferiores), medida de presión arterial sistólica y diastólica (se descartaba la primera toma en consulta y se realizaron otras dos tomas, siendo el resultado final la media de estas dos últimas), diabetes (se consideró como diabéticos a aquellas personas ya diagnosticadas o con tratamiento antidiabético; para el nuevo diagnóstico se utilizaron los criterios de la OMS), hábito tabáquico (se consideró fumadores a aquellos que habían fumado al menos 1 cigarrillo en el último mes) y perfil lipídico completo (colesterol total, triglicéridos, HDL-colesterol, LDL-colesterol).

Para el cálculo de riesgo cardiovascular se utilizaron 2 escalas de riesgo: 1) método de

Framingham clásico (Anderson, 1991)<sup>3</sup> y 2) método SCORE<sup>2</sup>: utilizamos la tabla para países de bajo riesgo, según el panel de colesterol total. Siguiendo las recomendaciones del CEIPC no se extrapolaron los resultados a la edad de 60 años. Para el cálculo del SCORE utilizamos el Heartscore de la página web de la Sociedad Europea de Cardiología<sup>15</sup>. La población diana fueron todos los varones sin enfermedad cardiovascular previa ni diabetes, ya que estos últimos también se consideran pacientes de alto riesgo cardiovascular y por lo tanto no se les puede aplicar el SCORE<sup>1</sup>.

Se clasificó a los sujetos como de alto riesgo si presentaban un riesgo mayor o igual al 20% con el método de Framingham clásico<sup>3</sup> o un riesgo de mortalidad cardiovascular mayor o igual al 5% con SCORE<sup>2</sup>.

Análisis estadístico: se calculan la media y desviación estándar de las variables cuantitativas y los porcentajes de las cualitativas. Para el cálculo de los intervalos de confianza (IC) de una proporción se utilizó la aproximación cuadrática de Fleiss<sup>16</sup>. Para comparar medias (dos categorías) se utilizó el test de la t de Student y para más de dos categorías se utilizó el test de Anova. Para valorar la asociación de variables cualitativas se utilizó la  $\chi^2$  (para muestras independientes). Para comparar los resultados de alto riesgo por el método de Framingham clásico y por SCORE se utilizó el test de Mc Nemar (para muestras apareadas). La estimación de la curva de prevalencia de alto riesgo se realizó mediante regresión logística, siendo la variable dicotómica dependiente (alto riesgo=1, si el sujeto tenía alto riesgo de presentar algún evento cardiovascular en los siguientes años; alto riesgo=0, en caso contrario) y la independiente la edad del paciente<sup>17</sup>. La curva de prevalencia de alto riesgo viene dada por la expresión logística:

$$P(Y=1) = 1 / 1 + \exp(-\alpha - \beta X)$$

Donde Y es el estatus respecto al alto riesgo (1= sí; 0= no) en el momento del estudio, y X la edad del paciente en años, y  $\alpha$  y  $\beta$  los coeficientes de regresión logística. Calculamos esta expresión para el alto riesgo diagnosticado por el método de Framingham clásico y por el SCORE. Una vez obtenidas las estimaciones de los coeficientes de la regresión logística  $\alpha$  y  $\beta$ , y dando valores a la variable X (edad) se obtiene la prevalencia de alto riesgo para cada edad. Para valorar la fiabilidad entre ambos métodos se utilizó el porcentaje de concordancia global, el de cada grupo y el coeficiente Kappa. El análisis de los datos se realizó con los programas estadísticos SPSS (versión 11.0) y EPI INFO 6 (versión 6.04b).

## RESULTADOS

De los 600 varones iniciales 44 no aceptaron participar, 34 no se captaron, 18 vivían fuera de zona, 10 tenían neoplasias de mal pronóstico, 5 por consumo excesivo de alcohol y 2 habían fallecido (se perdieron 113 (19%) participantes en total). De los 487 restantes fueron excluidos 48 (9,8%) por patología cardiovascular manifiesta; 47 (9,6%) por ser diabéticos sin enfermedad cardiovascular (el SCORE los considera de alto riesgo) y 13 casos por faltar alguna de las variables, por lo que la muestra final estaba formada 379 participantes. En la tabla 1 se recogen sus características generales. La prevalencia de alto riesgo según la ecuación de Framingham fue de 24,0% (IC del 95%=19,9-28,7) y según SCORE de 17,9% (IC del 95%=14,3-22,3) con diferencia estadísticamente significativa ( $p=0,02$ ). En la figura 1 se recogen las curvas de prevalencia estimadas por regresión logística según la edad y los dos métodos diagnósticos de alto riesgo. En la tabla 2 se representa la concordancia de sujetos de alto y bajo riesgo según ambos métodos. El coeficiente Kappa de concordancia fue de 26,4. En la tabla 3 se muestra la prevalencia estimada con su intervalo de confianza para edades concretas

**Tabla 1**  
**Características de los sujetos de la muestra**

<b>Características</b>	<b>Hombres n (%)</b>
Edad media (DE) años	54,2 (6,6)
PAS media (DE) mmHg	128,4 (15,8)
PAD media (DE) mmHg	78,0 (9,4)
Colesterol media (DE) mg/dl	230,4 (39,7)
Riesgo Framingham, media (DE)	14,9 (8,9)
Riesgo SCORE, media (DE)	2,9 (2,6)
Fumadores n (%)	180 (47,5)
Hipertensión arterial n (%)	85 (22,4)
Obesidad (%)	109 (29,0)
Colesterol $\geq$ 200 mg/dl n (%)	294 (77,6)
Colesterol $>$ 250 mg/dl n (%)	106 (28,0)

DE: desviación estándar; PAS: presión arterial sistólica; PAD: presión arterial diastólica; Hipertensión arterial: PAS  $\geq$  140 mmHg y/ o PAD  $\geq$ 90 mmHg ó tratamiento antihipertensivo; Obesidad: índice de masa corporal (IMC)  $\geq$ 30 Kg/Talla m<sup>2</sup>.

**Tabla 2**

**Tabla de concordancia de pacientes con riesgo alto según la ecuación de Framingham y SCORE**

	<b>Framingham alto</b>	<b>Framingham bajo</b>	<b>Total</b>
SCORE alto	33	35	68
(% del total)	(8,7%)	(9,2%)	(17,9%)
SCORE bajo	58	253	311
(% del total)	(15,3%)	(66,8%)	(82,1%)
Total	91	288	379
(% del total)	(24,0%)	(76,0%)	

Kappa = 26,4 (error estándar de Kappa = 0,05); Riesgo alto de Framingham: riesgo  $\geq$  20% a los 10 años; Riesgo alto de SCORE: riesgo  $\geq$  5% a los 10 años.

por los dos métodos. En la tabla 4 se muestra la comparación entre los grupos discordantes de alto riesgo con sus intervalos de confianza. Los grupos 1 (alto riesgo en ambos métodos) y 3 (alto riesgo en SCORE y bajo riesgo en Framingham) presentan medias más elevadas de edad, de presión arterial sis-

tólica, de colesterol y de diagnósticos de hipertensión arterial que el grupo 2 (alto riesgo en Framingham y bajo riesgo en SCORE). El grupo 3 (alto riesgo en SCORE y bajo riesgo en Framingham) presenta menor prevalencia de fumadores. En pacientes más jóvenes y en fumadores es más pre-

Tabla 3

Estimación de la prevalencia de alto riesgo según SCORE y Framingham para distintas edades en años

Edad (años)	Prevalencia alto riesgo Framingham (IC del 95%)	Prevalencia alto riesgo SCORE (IC del 95%)
45	16,7 (11,7 - 23,3)	0,2 (0,03 - 0,7)
50	20,3 (16,4 - 24,9)	1,0 (0,4 - 2,7)
55	24,3 (21,4 - 27,8)	6,0 (3,4 - 10,5)
60	29,2 (24,6 - 34,2)	29,4 (24,4 - 34,9)
65	34,3 (26,4 - 43,2)	72,9 (63,9 - 80,5)

IC = intervalo de confianza

Tabla 4

Comparación entre los grupos discordantes de riesgo alto

Características	Grupo 1 n = 33 (IC 95%)	Grupo 2 n = 58 (IC 95%)	Grupo 3 n = 35 (IC 95%)
Edad media años	62,1 (61,1-63,1)*	52,2 (50,7-53,7)*	62,7 (61,8-63,6)*
PAS media mmHg	137,9 (133,8- 42,0)*	127,7 (124,6-130,8)*	137,1 (130,7-143,5)*
PAD media mmHg	81,5 (78,2-84,8)	79,6 (77,6-81,6)	81,3 (77,8-84,8)
Colesterol media mg/dl	254,9 (242,9-266,9)*	224,8 (212,5-227,1)*	241,7 (229,8-253,6)*
Fumadores %	87,9 (70,9-96,0)*	74,1 (60,7-84,4)*	51,4 (34,3-68,3)*
Hipertensión arterial %	45,5 (28,5-63,4)	27,6 (17,0-41,1)	37,1 (22,0-55,1)
Obesidad %	24,2 (11,7-42,6)	24,1 (14,3-37,5)	22,9 (11,0-40,6)
Colesterol $\geq$ 200 mg/dl	97,0 (82,5-99,8)*	62,1 (48,3-74,2)*	91,4 (75,8-97,8)*
Colesterol > 250 mg/dl	57,6 (39,4-74,0)*	25,9 (15,4-39,3)*	40,0 (24,4-57,8)*
RF, media	29,2 (26,9-31,5)*	27,1 (25,5-28,7)*	14,6 (13,2-16,0)*
RSCORE, media	8,1 (7,3-9,0)*	2,2 (1,9-2,5)*	6,7 (5,8-7,6)*

-IC 95%: intervalo de confianza del 95%; RF: riesgo Framingham; RSCORE: riesgo SCORE; PAS: presión arterial sistólica; PAD: presión arterial diastólica; Hipertensión arterial: PAS  $\geq$  140 mmHg y/ o PAD  $\geq$  90 mmHg.

-Grupo 1: ambos métodos coinciden en catalogar al paciente de riesgo

-Grupo 2: Framingham riesgo alto y SCORE riesgo bajo

-Grupo 3: Framingham riesgo bajo y SCORE riesgo alto

-\*\*p < 0,05\*\*, diferencia estadísticamente significativa entre los grupos. Para comparar las medias se utilizó el test de ANOVA, en el caso de que las varianzas no fueran homogéneas o la variable no tuviera una distribución normal se ha utilizado el test de Kruskal-Wallis. Para valorar la homogeneidad de las varianzas se utilizó el test de Bartlett's. Para la comparación de porcentajes se utilizó el test de la  $\chi^2$ .

valente el alto riesgo por el método de la ecuación de Framingham que por el SCORE. En la figura 2 se presentan las curvas de prevalencia estimadas por regresión logística para ambos métodos de cálculo de alto riesgo en fumadores y no fumadores. Comparado con el método SCORE, el método Framingham presenta mayores prevalencias de alto riesgo (más del 20%) en pacientes menores de 58 años y fumadores.

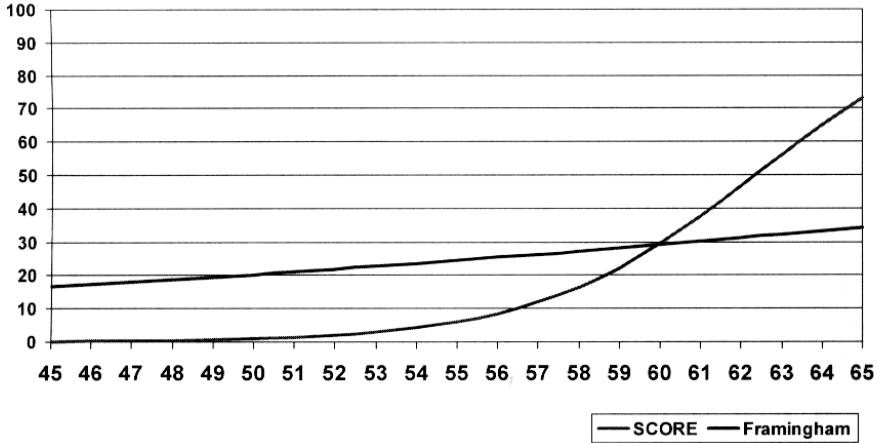
## DISCUSIÓN

Entre las limitaciones del estudio figuran: no se puede aplicar a la población general, ya que el estudio se hizo sólo en varones de 45 a 65 años; no podemos comparar directamente el riesgo calculado con uno y otro método, ya que miden cosas distintas (Framingham, riesgo coronario total y SCORE, mortalidad cardiovascular); las curvas de

Figura 1

Estimación de la curva de prevalencia de alto riesgo según SCORE y ecuación de Framingham según edad

Prevalencia (%)



Años

\* Estimación de la curva de prevalencia de alto riesgo de Framingham:  $P(Y=1) = 1 / (1 + \text{EXP} - (\text{constante}) - (0,048 * (\text{edad})))$ ; “Y=1” = riesgo Framingham  $\geq 20\%$  a los 10 años; test de bondad de ajuste de Hosmer Lemeshow = 12,56 ( $p = 0,12$ )  
Variables en la ecuación

	Beta	eeb	“p”
Edad	0,048	0,018	0,009
Constante	-3,768	1,014	0,000

\* Estimación de la curva de prevalencia de alto riesgo según ecuación de SCORE:  $P(Y=1) = 1 / (1 + \text{EXP} - (-23,316) - (0,374 * (\text{edad})))$ ; “Y=1” = riesgo SCORE  $\geq 5\%$  a los 10 años ; test de bondad de ajuste de Hosmer Lemeshow = 3,05 ( $p = 0,93$ )  
Variables en la ecuación

	Beta	eeb	“p”
Edad	0,374	0,047	0,000
Constante	-23,316	2,851	0,000

\*eeb = error estándar del coeficiente beta  
\*Beta = coeficiente beta

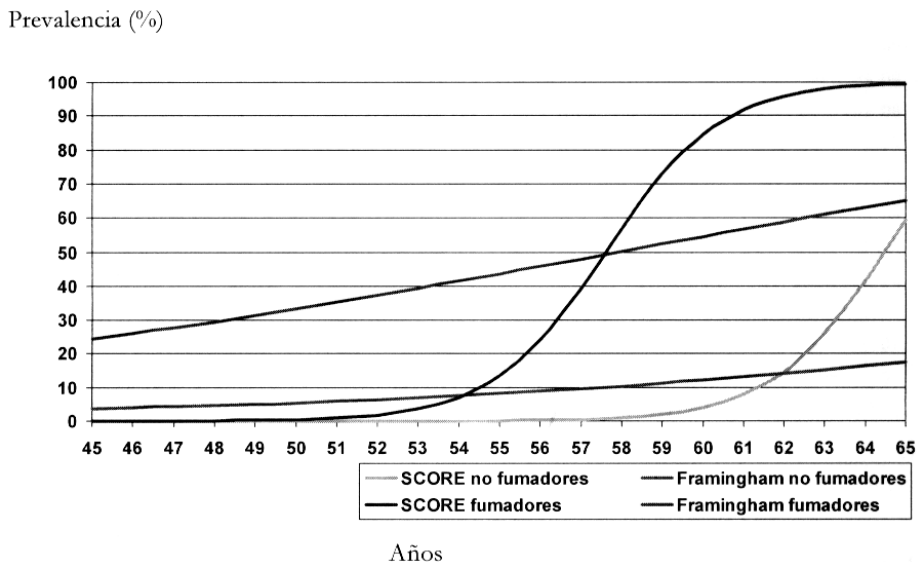
prevalencia son una estimación; el coeficiente Kappa presenta limitaciones para medir la concordancia<sup>18</sup>.

Aunque lo ideal es conocer el riesgo cardiovascular global de una persona, es difícil decidirse por un método u otro, y elegir un punto de corte de alto riesgo cardiovascular<sup>19-22</sup>. A pesar de esto conocemos por diversos estudios que la aplicación de la ecuación de Framingham en población europea sobreestima el riesgo cardiovascular, sobre todo en países mediterráneos de bajo

riesgo como el nuestro; de ahí que parezca lógico que aunque midan distintos tipos de riesgo, el método Framingham clasifique a más sujetos como de alto riesgo (24%) que el SCORE (17,9%), ya que el SCORE ha sido elaborado a partir de cohortes de 12 países europeos. En la figura 1, que representa la estimación de las curvas de prevalencia de alto riesgo según ambos métodos, destaca que utilizando el SCORE la prevalencia de alto riesgo es menor en varones menores de 60 años, por lo que les vamos a dejar de tratar con fármacos al no considerarlos de alto

Figura 2

Estimación de las curvas de prevalencia de alto riesgo según SCORE y Framingham en fumadores y en no fumadores



\* Estimación de la curva de prevalencia de alto riesgo SCORE:  $P(Y=1) = 1 / (1 + \text{EXP} - (\text{constante}) - (0,713 * (\text{edad}) - (4,893 * (\text{edad}) - (2,166 * (\text{tabaco})))$ ; "Y=1" = riesgo SCORE  $\geq 5\%$  a los 10 años; edad en años; en fumadores, tabaco = 1; en no fumadores, tabaco = 0; test de bondad de ajuste de Hosmer Lemeshow = 3,12 (p = 0,92)

Variables en la ecuación

	Beta	eeb	"p"
Edad	0,713	0,107	0,000
Tabaco	4,893	0,829	0,000
Constante	-45,968	6,820	0,000

\* Estimación de la curva de prevalencia de alto riesgo según ecuación de Framingham:  $P(Y=1) = 1 / (1 + \text{EXP} - (\text{constante}) - (0,088 * (\text{edad}) - (2,166 * (\text{tabaco})))$ ; "Y=1" = riesgo Framingham  $\geq 20\%$  a los 10 años; edad en años; en fumadores, tabaco = 1; en no fumadores, tabaco = 0; test de bondad de ajuste de Hosmer Lemeshow = 5,23 (p = 0,92).

Variables en la ecuación

	Beta	eeb	"p"
Edad	0,088	0,021	0,000
Tabaco	2,166	0,309	0,000
Constante	-7,264	1,258	0,000

\*eeb = error estándar del coeficiente beta

\*Beta = coeficiente beta

riesgo cardiovascular; al considerar la variable fumador (si/no), representada en la figura 2, utilizando el método SCORE con respecto a Framingham, la diferencia de prevalencia de alto riesgo es aún mayor.

Esta población (varones entre 40 y 60 años, fumadores, con cifras medias de colesterol) se podría considerar representativa de la población diana de las actividades preventivas a

realizar en la consulta diaria, se considerarían de menor riesgo utilizando el SCORE.

En general, las características de los sujetos que dejamos de clasificar como de alto riesgo (grupo 2, alto riesgo según Framingham y bajo riesgo según SCORE), van a ser: varones de 52 años de media de edad, con un colesterol de 224 mg/dl, fumadores (74%) y con cifras normales de presión arterial,

características similares a los datos del estudio de Maiqués et al<sup>12</sup>.

Por otro lado, según vemos en la figura 1, el SCORE a partir de los 60 años sobreestima el riesgo si lo comparamos con Framingham, por lo que vamos a clasificar y tratar a más pacientes de alto riesgo a partir de esta edad, datos que coinciden con el estudio de Mostaza et al<sup>23</sup>, donde concluyen que con el SCORE se triplica el número de varones de edad avanzada de alto riesgo, aunque en este caso, se compara con la función de Framingham del ATP III<sup>24</sup>.

Se debe realizar en el futuro un análisis riguroso de las consecuencias de la aplicación del método SCORE por diversos motivos: se basa en datos de mortalidad y establece alto riesgo si la probabilidad de morir por enfermedad cardiovascular es igual o mayor al 5%, no teniendo en cuenta la morbilidad, dato que algunos autores consideran de gran importancia, ya que la morbilidad en España supone el 75% de la morbimortalidad cardiovascular, con una gran repercusión socioeconómica<sup>25</sup>. Presenta la limitación de la edad (40-65 años) para su aplicación en la práctica clínica, aunque se podría considerar que el riesgo en personas mayores de 65 años es como mínimo similar al de las personas de 65 años. En pacientes con dislipemia deja de clasificar como de alto riesgo a varones de mediana edad y fumadores, donde los ensayos clínicos han demostrado gran eficacia de los tratamientos.

Aunque hoy en día se ha llegado a un consenso para utilizar el SCORE, se debe valorar su aplicación en la práctica clínica y esperar al desarrollo de otros métodos de cálculo de riesgo realizados en nuestro país (tablas de riesgo adaptadas a la población española: REGICOR<sup>9</sup> ó DORICA<sup>26</sup>).

## BIBLIOGRAFÍA

1. Executive Summary. Third Joint Task Force of European and other Societies on Cardiovascular Disease Prevention in Clinical Practice. European guidelines on cardiovascular disease prevention in clinical practice. *Eur Heart J* 2003; 24: 1601-10.
2. Conroy RM, Pyörälä K, Fitzgerald AP, Sans S, Menotti A, De Backer G et al. Estimation of ten-year risk of fatal cardiovascular disease in Europe: the SCORE project. *Eur Heart J* 2003; 24: 987-1003.
3. Anderson KM, Wilson PWF, Odell PM, Kannel WB. An Updated coronary risk profile. A Statement for health professionals. *Circulation* 1991; 83: 356-62.
4. Villar Álvarez F, Maiqués Galán A, Brotons Cui-xart C, Torcal Laguna J, Ortega Sánchez-Pinilla R, Vilaseca Canals J, et al. Actividades preventivas cardiovasculares en atención primaria. Programa de Actividades Preventivas y Promoción de la Salud, actualización 2003. *Aten Primaria* 2003; 32 (suppl 2):15-29.
5. Plan Integral de Cardiopatía Isquémica 2004-2007. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo; 2003.
6. Haq IU, Ramsay LE, Yeo WW, Jackson PR, Wallis EJ. Is the Framingham Risk Function valid for Northern European populations? A comparison of methods for estimating absolute coronary risk in high risk men. *Heart* 1999; 81: 40-6.
7. Menotti A, Pudd PE, Lanti M. Comparison of the Framingham risk function- based coronary chart with risk function from an Italian population study. *Eur Heart J* 2000; 21: 365-70.
8. Elosua R, Belmonte E, Sentí M, Masiá R y Marrugat J. ¿Debe diseñarse una estrategia específica de prevención primaria de la cardiopatía isquémica para los países mediterráneos de Europa? *Clin Invest Arterioscl* 2000; 12: 43-55.
9. Marrugat J, Solanas P, D'Agostino R, Sullivan L, Ordovás J, Cerdón F et al. Estimación del riesgo coronario en España mediante la ecuación de Framingham calibrada. *Rev Esp Cardiol* 2003; 56: 253-61.
10. Ramos R, Solanas P, Cerdón F, Rolfs I, Elosua R, Sala J et al. Comparación de la función de Framingham original y la calibrada del REGICOR en la predicción del riesgo coronario poblacional. *Med Clin (Barc)* 2003; 121: 521-6.
11. Brotons C, Royo-Bordonada MA, Álvarez-Sala L, Armario P, Artigao RR, Conthe P et al. Adaptación española de la Guía Europea de Prevención Cardiovascular. Comité Español Interdisciplinario para la

- Prevención Cardiovascular (CEIPC). Aten Primaria 2004; 34: 427-32.
12. Maiques A, Antón F, Franch M, Albert X, Alexandre E, Collado A. Riesgo cardiovascular del SCORE comparado con el de Framingham. Consecuencias del cambio propuesto por las Sociedades Europeas. Med Clin (Barc) 2004; 123:681-5.
  13. Cholesterol and Statins. Bandolier 2004. Disponible en: [www.jr2.ox.ac.uk/bandolier/booth/cardiacc/cholstat.html](http://www.jr2.ox.ac.uk/bandolier/booth/cardiacc/cholstat.html) (citado el 13 de junio de 2005).
  14. Shepherd J, Cobbe SM, Ford I, Isles CG, Lorimer AR, Macfarlane PW et al. The West of Scotland Coronary Prevention Study Group. Prevention of coronary heart disease with pravastatin in men with hypercholesterolemia. N Engl J Med. 1995; 333: 1301-8.
  15. European Society of Cardiology. Heartscore, disponible en: [www.escardio.org/Knowledge/decision\\_tools/heartscore/Program+Download.htm](http://www.escardio.org/Knowledge/decision_tools/heartscore/Program+Download.htm) (citado el 13 de junio de 2005)
  16. Fleiss J. Statistical Methods for Rates and Proportions. 2nd edition. New York: John Wiley & Sons; 1981.p. 14-5.
  17. Silva LC. Excursión a la regresión logística en ciencias de la salud. Madrid: Ediciones Díaz Santos; 1994; 97-119.
  18. Feinstein AR, Cichetti DV. High agreement but low Kappa: I. The problems of two paradoxes. J Clin Epidemiol 1990; 43: 543-549.
  19. Maiques Galán A. Valoración del riesgo cardiovascular. ¿Qué tabla utilizar? Aten Primaria 2003; 32: 586-9.
  20. Rodríguez-Artalejo F y Banegas Banegas JR. De la ecuación de Framingham a la prevención cardiovascular. Med Clin (Barc) 2003; 121: 334-6.
  21. Masana Marín LL. Cálculo del riesgo cardiovascular global. ¿Una utopía? Med Clin (Barc).2004; 123: 702-3.
  22. Maiqués Galán A, Villar Álvarez F, Torcal Laguna J. El riesgo coronario en España y el tratamiento con fármacos hipolipemiantes. Aten Primaria 2003; 32: 420-2.
  23. Mostaza JM, Vicente I, Taboada M, Laguna F, Echaniz A, García-Iglesias F et al. La aplicación de las tablas del SCORE a varones de edad avanzada triplica el número de sujetos clasificados de alto riesgo en comparación con la función de Framingham. Med Clin (Barc)2005; 124: 487-90.
  24. Executive Summary of The Third report of The National Cholesterol Education Program (NCEP) Expert Panel on Detection, Evaluation, and Treatment of High Blood Cholesterol In Adults (Adult treatment Panel III). JAMA 2001; 285: 2486-97.
  25. Ramos R, Marrugat J. Valoración del riesgo cardiovascular en la población. En: Del Río Ligorí A, editor. Manual de Cardiología Preventiva. Madrid: SMC; 2005.
  26. Aranceta J, Pérez Rodríguez C, Foz Sala M, Mantilla T, Serra Majem LL, Moreno B et al. Tablas de evaluación del riesgo coronario adaptadas a la población española. Estudio DORICA. Med Clin (Barc) 2004; 123: 686-91.

**ORIGINAL****METODOLOGÍA DEL ESTUDIO DE COHORTES DEL PROYECTO ITINERE SOBRE CONSUMIDORES DE HEROÍNA EN TRES CIUDADES ESPAÑOLAS Y CARACTERÍSTICAS BÁSICAS DE LOS PARTICIPANTES**

**Luis de la Fuente de Hoz (1,2), M Teresa Brugal Puig (3), Rosario Ballesta Gómez (4), María J Bravo Portela (1), Gregorio Barrio Anta (5), Antonia Domingo Salvany (6), Teresa Silva do Rosario (2), Mireia Ambrós Hortensi (3) y Grupo del proyecto ITINERE (7).**

(1) Secretaría del Plan Nacional sobre el Sida. Ministerio de Sanidad y Consumo. Madrid

(2) Centro Nacional de Epidemiología. Instituto de Salud Carlos III. Madrid.

(3) Agència de Salut Pública de Barcelona

(4) Fundación Andaluza para la Atención a las Drogodependencias. Sevilla.

(5) Departamento de Medicina Preventiva, Salud Pública e Historia de la Ciencia. Universidad Complutense de Madrid

(6) Unidad de Investigación en Servicios Sanitarios. Institut Municipal d'Investigació Mèdica (IMIM).

(7) El Grupo del Proyecto Itinere está constituido por los autores citados anteriormente más: Sylvina Bassani, Francisco Bru, Carlos Toro, David Fernández, Francisco González, Victoria Jiménez, Daniel Lacasa, Angels Llorens, Eusebio Mejías, Montserrat Neira, José Pulido, Luis Royuela, Sofia Ruiz, Fernando Sánchez, Vicente Soriano, Fernando Vallejo y Nuria Vallés.

**RESUMEN**

**Fundamento:** Los estudios de cohortes permiten monitorizar el impacto del uso de drogas sobre la salud, e identificar los factores condicionantes. El objetivo de este trabajo es describir la metodología y las características básicas de una cohorte de consumidores de heroína diseñada con este fin.

**Métodos:** Participaron 991 jóvenes consumidores de heroína, seleccionados en la comunidad en Barcelona, Madrid y Sevilla, principalmente mediante nominación de otros participantes (39,7%) o de consumidores o exconsumidores no participantes (44,7%). Se administró un cuestionario con ordenador y se recogió una muestra de sangre en papel secante. También se registraron sus medidas antropométricas. Se remuneró a participantes y captadores. Se usaron métodos estadísticos uni y bivariados.

**Resultados:** Un 42,4% había cambiado alguna vez de vía principal de administración de heroína, sobre todo hacia la inyección en Barcelona y hacia la vía pulmonar en Sevilla. Un 75,8% (Barcelona), 49,8% (Madrid), y 15,5% (Sevilla) se habían inyectado drogas en los últimos 12 meses. En Madrid y Sevilla un 96%-97% consumían la heroína sólo en forma de base, y en Barcelona predominaba la heroína-clorhidrato. Frecuentemente mezclaban heroína y cocaína en la misma dosis (generalmente cocaína-base en Madrid y Sevilla, y cocaína-clorhidrato en Barcelona).

Correspondencia:

Luis de la Fuente

Centro Nacional de Epidemiología. Instituto de Salud Carlos III C/Sinesio Delgado 6

28029 Madrid. Correo Electrónico: lfuentes@isciii.es

**ABSTRACT****Cohort Study Methodology of the ITINERE Project on Heroin Users in Three Spanish Cities and Main Characteristics of the Participants**

**Background:** Cohort studies make it possible to monitor the health impact of drug use and to identify related factors. We describe the methodology and baseline characteristics of a cohort of heroin users designed with this objective.

**Methods:** The participants were 991 young, community-recruited heroin users in Barcelona, Madrid and Seville. Most subjects were named by other participants (39.7%) or by non-participating drug users or ex-users (44.7%). A computer-aided questionnaire was administered (self-administered with audio for questions related with sex). A dried-blood spot sample was collected and anthropometric measurements were made. Both participants and recruiters received remuneration. Univariate and bivariate statistical methods were used.

**Financiación:** La fuente principal de financiación del estudio fue la Fundación para Investigación y la Prevención del Sida en España, a través del proyecto FIPSE 3035/99. También se han recibido apoyos para investigaciones específicas de: Redes Temáticas de Investigación Cooperativa (C03-09 y G03-005), Fondo de Investigación Sanitaria (FIS 00/1017, FIS 01/0908), y Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas.

**Conclusiones:** Persisten importantes diferencias geográficas en la prevalencia de inyección de drogas y en los patrones de consumo de heroína y cocaína, lo que podría explicar la desigual distribución de algunos problemas de salud. Las dificultades para reunir la muestra prevista sugieren un descenso importante de la incidencia de consumo de heroína.

**Palabras clave:** Estudio de cohortes. Consumidores de heroína. Entrevista asistida por ordenador.

**Results:** Some 42.4% had changed the main route of heroin administration, mainly to injection in Barcelona and to the pulmonary route in Seville. About 75.8% (Barcelona), 49.8% (Madrid), and 15.5% (Seville) had injected drugs in the last 12 months. In Madrid and Seville, 96-97% used heroin in base form, while in Barcelona heroin hydrochloride predominated. Heroin and cocaine were frequently mixed in the same dose (generally base cocaine in Madrid and Seville, and cocaine hydrochloride in Barcelona).

**Conclusions:** Important geographic differences persist in the prevalence of drug injection and in the patterns of heroin and cocaine use, which could explain the unequal distribution of some health problems. The difficulties encountered in recruiting the sample suggest that the incidence of heroin use has declined considerably.

**Key words:** Cohort study. Heroin users. Street recruitment. Computer Assisted Personal Interview.

## INTRODUCCIÓN

El Proyecto Itínere pretende integrar varias cohortes de jóvenes usuarios de drogas captados en la comunidad en varias áreas españolas (en principio, Madrid, Barcelona y Sevilla) para evaluar el impacto del uso de drogas sobre la salud y la calidad de vida, su evolución, y los factores condicionantes. Sus resultados deberían permitir evaluar las políticas preventivas con vistas a mejorar su efectividad y eficiencia, e identificar precozmente grupos de alto riesgo que precisan intervención rápida. En este sentido, los estudios de cohortes tienen ventajas porque permiten estimar la incidencia de un evento (inyección de drogas, infección, etc.), una medida más sensible que la prevalencia para monitorizar los cambios, y evaluar el efecto de ciertos factores. Además, al interpretar las asociaciones, se puede asegurar que estos factores preceden en el tiempo al evento.

Actualmente *Itinere* incluye una cohorte constituida de usuarios de heroína y otra de usuarios de cocaína en fase de captación. Este trabajo se centra en la primera. En España se justifica un estudio de cohortes de usuarios de heroína porque esta droga ha generado en los últimos 25 años un volumen importante de problemas sanitarios graves, sobre todo intoxicaciones agudas (sobredosis), e infecciones por los virus del sida (VIH), y de la hepatitis B (VHB) y C (VHC). Estos problemas han descendido en la última

década, pero siguen siendo relevantes, por lo que se precisa un estudio más detallado de los factores condicionantes. En este sentido, la mortalidad por sobredosis ha descendido menos de lo esperado (estimándose en España en el 2000 aproximadamente mil muertes por esta causa<sup>1</sup>), y muchos usuarios de heroína siguen precisando atención urgente por sobredosis no mortales<sup>2-6</sup>. La incidencia de VIH ligada a inyección de drogas ha descendido mucho<sup>6-8</sup>, pero el número de inyectores infectados (prevalencia) sigue siendo mucho más alto que en otros países europeos, y descenderá despacio al aumentar la supervivencia por los nuevos antiretrovirales. La prevalencia de infección por VHC es altísima, y su tratamiento supone un coste importante para el sistema de sanitario<sup>9</sup>. Las conductas de riesgo siguen siendo frecuentes entre los usuarios de heroína<sup>10-11</sup>, pese a los intensos programas preventivos desarrollados, y su aumento podría provocar cambios bruscos en la epidemia de VIH. Este estudio permitirá monitorizar estas conductas, incluso entre los inyectores jóvenes y recientes, que suelen tener alto riesgo de infectarse, sobre todo por VHC y VHB<sup>12-13</sup>, facilitando el desarrollo precoz de programas de control, y la detección de cambios atribuibles a las intervenciones.

Un estudio como éste, que incluye usuarios de heroína por distintas vías de administración, permite también investigar los cambios en la prevalencia e incidencia de inyec-

ción de drogas, sus determinantes, y sus efectos sobre el riesgo de intoxicación aguda, infecciones y otros eventos. Hay considerar que en España más del 90% de los inyectores de drogas usan heroína<sup>10-16</sup>, por lo que esta cohorte es muy eficiente para este fin. En este sentido, se sabe que la inyección implica un riesgo de sobredosis mucho más alto que otras vías de uso<sup>5</sup>, y que en España ha descendido mucho el número de inyectores<sup>17-18</sup>, lo que ha sido decisivo para controlar la epidemia de VIH<sup>11</sup>. Sin embargo, este descenso puede detenerse o revertir en zonas y momentos concretos<sup>19</sup>.

Finalmente, hay otros aspectos hasta ahora poco estudiados que podrían investigarse también en esta cohorte. Por ejemplo: a) Los efectos del uso de cocaína fumada (base), sobre la salud y el riesgo de transmisión de VIH, ya que el uso de cocaína fumada en España se concentra entre los usuarios de heroína<sup>6,20-22</sup>, b) Los problemas de salud mental de los usuarios de heroína y su relación con el abuso de drogas. De hecho, se ha observado peor estado físico y ajuste psicosocial, peor pronóstico del tratamiento de la dependencia, y mayor gravedad del uso de drogas en los usuarios de drogas con trastornos mentales<sup>23,24</sup>, c) El uso de servicios sociosanitarios por los usuarios de heroína, sobre todo los de reducción del daño (mantenimiento con metadona, intercambio de jeringas). Se sabe que el mantenimiento con metadona disminuye mucho el riesgo de sobredosis<sup>25</sup>, e infección por VIH<sup>26,27</sup>, d) La calidad de vida, y su relación con los patrones de uso de heroína y las intervenciones. Se sabe que la calidad de vida de los usuarios de heroína mejora mucho tras el tratamiento con metadona<sup>28,29</sup>.

El hecho de seleccionar a los participantes en la comunidad permite identificar grupos de alto riesgo que no acuden a los servicios preventivos y asistenciales, y obtener muestras más representativas, con resultados más extrapolables al conjunto de usuarios de heroína. La selección de jóvenes aumenta la

eficiencia del estudio para detectar cambios, porque los jóvenes es más probable que inicien nuevas conductas o las cambien. Además, parece más adecuado prevenir las conductas de riesgo en las primeras etapas de consumo. Por último, la selección en varias áreas geográficas permite detectar diferencias, y evaluar, y controlar el efecto de factores ecológicos. En este sentido, la evolución de la vía de uso de heroína en las tres áreas de selección de la cohorte ha sido muy diferente (en Barcelona es aún frecuente inyectársela, mientras que en Sevilla y Madrid predomina la vía pulmonar desde hace tiempo<sup>17,30</sup>). Y también han sido bastante diferentes las políticas de reducción de daño, por lo que se puede evaluar el efecto de algunos factores «ecológicos» (tipo de heroína disponible, políticas, etc.) sobre los cambios detectados.

A continuación se describe la metodología y las características basales (sociodemográficas y patrones de uso de drogas) de la cohorte de jóvenes consumidores de heroína del Proyecto *Itinere*.

## SUJETOS Y MÉTODOS

Los participantes debían cumplir en la visita basal cuatro criterios de inclusión y ninguno de exclusión. Los de inclusión fueron: 1) haber usado heroína al menos 12 días en los 12 meses previos, y al menos un día en los 3 meses previos, 2) tener entre 18 y 30 años (confirmado con DNI), 3) haber residido en el área metropolitana de Madrid, Barcelona o Sevilla al menos 6 de los 12 meses previos, y 4) cumplir varios requisitos administrativos: donar muestra de sangre en papel secante, y mechón de cabello, firmar un consentimiento informado aceptando las condiciones para participar y la no devolución de los resultados analíticos, y autorizando a los investigadores a usar sus datos personales para localizarlo en registros sociosanitarios (mortalidad, morbilidad o instituciones penitenciarias), si se perdiera contacto

con él, dar datos identificativos para su seguimiento (DNI o pasaporte, domicilio, teléfono, contactos para localizarlo si no asiste a visitas programadas), comprometerse a acudir a dos visitas, uno y dos años tras la basal, y a mantener contacto telefónico con el equipo del proyecto entre las visitas anuales, y firmar un recibí al cobrar las gratificaciones. Los criterios de exclusión fueron: 1) No ser capaz de contestar con fluidez en castellano, y 2) Tener un riesgo muy alto de pérdida en el seguimiento (como prever cambiar de ciudad de residencia el próximo año o ser trabajador del sexo itinerante).

Entre abril de 2001 y diciembre de 2003 se obtuvieron datos basales válidos de 991 consumidores (364 en Barcelona, 427 en Madrid y 200 en Sevilla), todos captados en la comunidad, independientemente de los servicios de tratamiento de drogodependencias. Al no existir un marco muestral adecuado para seleccionarlos, se recurrió a muestreos no probabilísticos. Se intentó que un trabajador en cada ciudad captara directamente a algunos consumidores en diversos escenarios (muestreo dirigido o targeted sampling)<sup>31</sup>, confiando en que ellos nominarían a otros (muestreo en bola de nieve o snowball sampling)<sup>32</sup>. Sin embargo, esto fue poco productivo, optándose por el «muestreo dirigido por el respondente» (respondent driven sampling)<sup>33</sup>: un sistema de bola de nieve con incentivos por participar y captar o nominar a otros participantes.

La muestra final se reunió con cuatro procedimientos (tabla 1). Para mejorar la representatividad se diversificaron los lugares y las formas de captación, y se buscaron activamente ciertos tipos de consumidores (integrados, muy jóvenes, con poco tiempo de consumo, etc.). Los captadores externos fueron mayoritariamente usuarios de heroína no participantes (por su edad o por otra razón), o exusuarios, que trabajaron de forma irregular por problemas de salud, desaparición, ingreso en prisión, etc. El resto fueron profesionales o personas implicadas en la aten-

ción a los consumidores, siendo en general poco productivos. Se les retribuyó con 18 € por cada participante captado. La nominación por participantes consistió en pedirles a todos al acabar la visita basal que intentaran captar a otros consumidores seleccionables. Cada nominador solía proponer a 1 ó 2 candidatos, y recibía 10 € por cada uno que acudía a la visita basal. No se limitó el número de participantes nominados o procedentes de un captador, por las dificultades de captación. Para captar directamente participantes los trabajadores de campo iban en distintos momentos a escenarios donde era bastante probable encontrar usuarios de heroína. Hacían el cribado a quienes veían o suponían que usaban drogas, y, si eran seleccionables, concertaban la visita o les pedían su teléfono para localizarlos. Los escenarios se identificaron previamente (estudios etnográficos y epidemiológicos, servicios de reducción del daño), o durante el trabajo de campo. Los más productivos fueron las zonas de venta y uso masivo de drogas, como Barranquilla (el más productivo con diferencia) y Pitis en Madrid, Can Tunis, el Bronx de Nou Barris y la Mina en Barcelona, y Polígono Sur, y barrios de Alameda y San Pablo en Sevilla. También fueron bastante productivos los programas de intercambio de jeringuillas (PIJ), centros «calor y café» (como Antaris en Sevilla, o SPOTT en Barcelona), y casas ocupadas (sobre todo en Barcelona), y menos las zonas de prostitución, áreas de reunión o trabajo de consumidores (zonas de aparcacoches clandestinos en Sevilla), albergues, farmacias, etc. Durante la captación no hubo incidentes violentos destacables. Algunos participantes fueron atraídos al estudio por publicidad (tarjetas, trípticos, carteles), distribuida en zonas de consumo y programas de reducción del daño.

## **Recogida basal de información**

### *Contacto inicial y visita basal*

Tras comprobar el cumplimiento de los criterios de selección, se informaba al candi-

Tabla 1

## Formas de captación de los participantes

	Barcelona		Madrid		Sevilla		Total	
	n	%	n	%	n	%	n	%
Captación directa por los trabajadores de campo del estudio en diversos escenarios	55	15,1	90	21,1	24	12,0	169	17,1
Nominación por participantes	240	65,9	184	43,1	42	21,0	466	47,0
Trabajo de captadores externos (consumidores, exconsumidores, profesionales, etc)	68	18,7	142	33,3	128	64,0	338	34,1
Participación directa en respuesta a publicidad	0	0,0	11	2,6	6	3,0	17	1,7
<b>TOTAL</b>	364	100,0	427	100,0	200	100,0	991	100,0

dato de las condiciones de participación. Algunos rechazaron participar por no mostrar el DNI o dar los identificadores. A otros les preocupaba que familiares o instituciones (centros de tratamiento, policía) pudiesen conocer su situación; pero generalmente participaron tras explicarles la forma de recogida y protección de datos. Luego se concertaba la visita basal. Aproximadamente el 50% de los citados no acudieron inicialmente a la misma, aunque a veces se realizó tras tres o cuatro intentos fallidos. En la visita, además de la entrevista, y tomar muestras biológicas y medidas antropométricas, se informó sobre el estudio, subrayando la confidencialidad y la forma de almacenar los datos, se examinó el cumplimiento de los requisitos administrativos, y se informó a demanda sobre los recursos donde el participante podía informarse sobre drogas, VIH, otras infecciones, o a hacerse análisis o tratamientos de la dependencia u otras patologías.

La visita fue realizada por trabajadores entrenados (antropólogos, trabajadores sociales, psicólogos, sociólogos o personal sanitario), generalmente en centros sanitarios o sociales, y raramente en centros de tratamiento de drogodependencias (aclarando que el estudio era ajeno al centro). En Madrid y Barcelona fue difícil conseguir salas de visita, seguramente por el rechazo a

esta población. Se dividió en dos bloques de entrevista, con un descanso para tomar muestras y medidas. Duró entre una y 2,5 horas. Durante la misma hubo pocos incidentes desagradables. Se remuneró a cada participante con 18€, lo que facilitó la captación, pero atrajo a gente que intentó engañar sobre los criterios de selección.

### Entrevista cara-a-cara guiada por ordenador

Se usó un cuestionario compuesto sobre todo por preguntas cerradas sobre los 12 meses previos a la entrevista, con algunas preguntas abiertas sobre percepciones (Anexo I). Para construir la sección de sobredosis no mortales se hicieron entrevistas en profundidad a 20 consumidores. Además, se hizo un pretest para evaluar la adecuación del cuestionario, y modificar aspectos confusos o mal aceptados por los participantes. La mayoría de las preguntas se administraron mediante entrevista personal guiada por ordenador (Computer Assisted Personal Interview o CAPI)<sup>42-44</sup>. Las preguntas sexuales fueron autoadministradas con versión audio (Audio Computer Administered Self Interview o ACASI) a los que tenían ciertas habilidades lectoras. El cuestionario se programó con Questionnaire Development System (QDS)<sup>45</sup>, que permite evitar pregun-

tas redundantes, diseñar saltos y filtros automáticos, formular diferencialmente las preguntas por sexo, y chequear inconsistencias. En la entrevista a algunos participantes les costó mantener la atención o concentrarse por estar en síndrome de abstinencia, ansiosos o algo intoxicados. Al final, a menudo estaban cansados.

### **Toma y análisis de muestras biológicas. Mediciones antropométricas**

Se tomó sangre de la yema del dedo mediante lancetas de un solo uso. Tras indicarle cómo hacerlo de forma segura<sup>46</sup>, el participante se pinchaba, aplicaba la sangre sobre una tira de papel secante, etiquetada con el código de conexión, y echaba los materiales usados a un contenedor. Las tiras de papel se secaban a la sombra durante 24 horas, y luego se enviaban al Hospital Carlos III de Madrid, donde se refrigeraban a 4°C hasta su análisis. De las 991 muestras 20 (2%) no pudieron analizarse. Se determinaron marcadores frente a VIH, VHC, VHB, y HTLV, con los métodos detallados en Bassani et al<sup>47</sup>. Estos métodos no establecen un diagnóstico clínico preciso, por lo que los participantes que querían saber su estado serológico fueron derivados a centros gratuitos. Igualmente, se tomó una muestra de cabello, que podría servir para validar el autoinforme sobre uso de drogas<sup>48</sup>. La medida objetiva de altura y peso sólo se hizo a un 77% de los participantes, obteniéndose en los casos restantes (casi todos de Barcelona) por autoinforme.

### **Almacenamiento y análisis de la información**

Los datos para identificar y localizar a los sujetos se recogieron en fichas de papel, que se destruyeron al grabarlos en una base de datos de gestión computerizada. Esta base se encriptó y se situó en un ordenador diferente al de la base epidemiológica, que incluye el

resto de los datos del estudio y no tiene identificadores personales. La conexión entre ambas bases para modificar o agregar datos (visitas de seguimiento, analíticas) se aseguró con un código de conexión. Antes de grabarlos se desecharon algunos cuestionarios por problemas graves de completitud o coherencia de las respuestas. Para obtener los resultados presentados se utilizaron métodos estadísticos uni y bivariados. Para el cálculo de las proporciones se eliminaron del denominador los casos con valores desconocidos. La significación estadística de las diferencias de proporciones se evaluó con la prueba ji cuadrado, rechazándose la hipótesis nula si  $p < 0,05$ .

## **RESULTADOS**

**Características sociodemográficas:** De los 991 participantes, la mayoría eran hombres. Un 32,8%-53,3% tenían 25 años o menos, y un 4,5%-17,6% habían nacido en el extranjero. Menos de un 4% habían acabado estudios universitarios. La proporción con estudios secundarios era menor en Sevilla que en Madrid o Barcelona (tabla 2). Para la mayoría las fuentes principales de ingresos eran el trabajo, el robo o venta de drogas, y otras actividades marginales (venta y espectáculos callejeros, mendicidad, recoger chatarra o cartón, vigilar aparcamientos, etc.). Más de la mitad estaban en paro. La mayoría vivían en hogares (casas, apartamentos u otros), siendo muy variable la proporción de personas sin techo o domicilio fijo (43,7% en Barcelona, y menos de 17% en Madrid y Sevilla). De los alojados en hogares, en Madrid y Sevilla la mayoría convivían con su familia de origen (padres, hermanos y/o otros familiares). En cambio en Barcelona no había convivientes predominantes, y un 42,3% convivía con amigos, compañeros u otras personas. Menos de un 7% vivían solos. Entre un 22% (Barcelona) y un 41,5% (Sevilla) tenían algún hijo (tabla 2). En cuanto a las situaciones de conflicto social, un 50,8% se habían fugado de casa

Tabla 2

## Características sociodemográficas de los jóvenes consumidores de heroína de Barcelona, Madrid y Sevilla, 2001-2003 (%)

	Barcelona (n=364)	Madrid (n=427)	Sevilla (n=200)	Total (n=991)	p <sup>§</sup>
<b>Hombres</b>	69,0	71,7	82,5	72,9	**
<b>Grupo de edad</b>					***
≤25	53,3	32,8	41,5	42,1	
>25	46,7	67,2	58,5	57,9	
<b>Nacido en el extranjero</b>	17,6	8,7	4,5	10,2	***
<b>Nivel de educación aprobado</b>					*
Enseñanza primaria o menos	34,1	41,0	76,5	45,7	
Enseñanza secundaria	63,2	55,1	23,5	51,7	
Educación universitaria	2,7	3,8	0,0	2,6	
<b>Situación laboral durante la mayor parte del tiempo<sup>A</sup></b>					ns
Empleo regular	30,8	32,3	31,5	31,5	
Desempleado	56,8	54,6	56,1	56,1	
Otra	12,4	13,1	12,4	12,4	
<b>Fuente principal de ingresos<sup>A</sup></b>					*
Trabajo con o sin contrato	33,8	37,9	28,5	34,5	
Seguro, ayuda social	3,7	3,8	1,5	3,3	
Dinero de la familia	4,6	5,9	3,5	4,9	
Prostitución	4,0	4,9	3,5	4,9	
Robos, venta de drogas	25,4	27,6	29,5	27,2	
Otras actividades marginales	28,5	19,9	33,5	25,7	
<b>Tipo de alojamiento en que ha vivido la mayor parte del tiempo<sup>A</sup></b>					***
Hogares individuales o familiares	53,0	79,4	81,0	70,0	
Institución	3,3	6,6	2,0	4,4	
Sin domicilio fijo/okupas	29,4	7,3	10,5	16,0	
Sin techo	14,3	6,8	6,5	9,5	
<b>Convivientes habituales<sup>A,B</sup></b>					
Pareja y/o hijos	33,9	27,9	27,9	30,0	ns
Padres, hermanos, otros familiares	45,0	72,7	68,2	62,0	***
Amigos, compañeros, otras personas	42,3	17,4	10,1	32,4	***
Ninguno, viven solos	4,9	3,6	6,1	4,6	ns
<b>Hijos</b>					***
Ninguno	78,0	73,2	58,5	72,0	
Uno	17,9	20,4	22,5	19,9	
Más de uno	4,1	6,3	19,0	8,1	
<b>Alguna fuga del hogar de más de dos días antes de los 18 años</b>					ns
Sí	51,1	53,2	45,0	50,8	
No	48,9	46,8	55,0	49,2	
<b>Algún ingreso en centro de reforma para menores por cometer delitos</b>					ns
Sí	12,9	10,8	7,0	10,8	
No	87,1	89,2	93,0	89,2	
<b>Tiempo total en prisión en su vida</b>					ns
Nunca	59,3	58,1	54,0	57,7	
< 1 año	19,0	18,7	19,0	18,9	
1 año ó más	21,7	23,2	27,0	23,4	

§ Nivel de significación estadística de la comparación entre ciudades, usando ji cuadrado; ns= no significativo; \* p <0,05 ; \*\* p<0,01 ; \*\*\* p<0,001

<sup>A</sup> Referido a los últimos 12 meses. <sup>B</sup> Cálculos efectuados sobre el total de los que se alojaron en hogares familiares (casas, apartamentos barcos, chabolas, caravanas, etc.). Se excluyen por tanto los que se alojaron en establecimientos colectivos como pensiones, hoteles o instituciones, y las personas sin techo o sin hogar.

Tabla 3

Patrones de consumo de heroína entre los jóvenes consumidores de Barcelona, Madrid y Sevilla. 2001-2003

	Barcelona (n=364)	Madrid (n=427)	Sevilla (n=200)	Total (n=991)	p <sup>§</sup>
<b>Edad de primer consumo</b>					***
<15	11,5	23,7	27,0	19,9	
15-16	26,1	25,1	22,0	24,8	
17-18	29,4	24,4	28,5	27,0	
19-20	17,9	16,2	11,0	15,7	
>20	15,1	10,8	11,5	12,5	
<b>Vía de primer consumo</b>					***
Fumada	39,7	65,6	88,9	60,8	
Inyectada	13,8	9,1	4,0	9,8	
Esnifada en polvo por la nariz	46,6	25,3	7,0	29,4	
<b>Tiempo entre el primer consumo y el consumo semanal</b>					***
<1 mes	22,8	30,8	43,6	30,3	
1-5 meses	31,6	26,7	32,6	29,7	
6-11 meses	10,8	8,2	8,3	9,2	
12 meses o más	34,8	34,2	15,5	30,8	
<b>Vía habitual de administración al inicio del consumo semanal</b>					***
Fumada	40,8	77,7	92,8	67,2	
Inyectada	25,2	12,7	5,2	15,8	
Esnifada en polvo por la nariz	34,0	9,6	2,1	17,0	
<b>Cambio de vía habitual de consumo alguna vez en la vida</b>	54,4	43,2	19,1	42,4	***
<b>Dirección del último cambio de vía</b>					***
De inyectada a no-inyectada	12,3	50,6	82,8	34,3	
De no-inyectada a inyectada	87,7	49,4	17,2	65,7	
<b>Frecuencia de consumo en últimos 12 meses</b>					***
Todos los días	38,7	43,8	61,0	45,4	
5-6 días/semana	8,2	14,5	8,0	10,9	
3-4 días/semana	26,1	17,8	12,5	19,8	
1-2 días/semana o menos	26,9	23,9	18,5	23,9	
<b>Vía habitual de consumo en últimos 12 meses</b>					***
Fumada	28,3	82,9	99,0	66,1	
Inyectada	59,3	16,9	1,0	29,3	
Esnifada en polvo por la nariz	12,4	0,2	0,0	4,6	
<b>Uso de heroína sola o mezclada con cocaína en la misma dosis en últimos 12 meses</b>					***
Siempre mezclada	7,7	4,1	53,2	14,8	
La mayoría de las veces mezclada	19,8	30,7	32,9	27,2	
Aproximadamente la mitad de las veces mezclada y la mitad sola	8,6	11,2	8,7	98,0	
La mayoría de las veces sola	40,4	48,8	2,3	36,9	
Siempre sola	23,5	5,1	2,9	11,2	
<b>Tipo de heroína consumida en últimos 12 meses</b>					***
Siempre blanca	56,0	0,5	0,0	20,8	
La mayoría de las veces blanca	19,5	0,0	0,0	7,2	
Aproximadamente la mitad de las veces blanca y la mitad marrón	4,9	0,2	0,5	2,0	
La mayoría de las veces marrón	12,4	2,3	2,0	6,0	
Siempre marrón	7,1	96,9	97,5	64,0	

Tabla 3 (Cont.)

Lugar de consumo más frecuente en últimos 12 meses					***
Casas o alojamientos donde ha vivido	26,6	19,4	31,0	24,4	
Espacios públicos abiertos (calles, plazas, parques, etc.)	15,1	15,7	28,5	18,1	
Zonas de venta y consumo masivo de drogas	49,7	41,5	0,5	36,2	
Coches	1,9	14,3	8,0	8,5	
Otro lugar	6,6	9,1	32,0	12,8	
<b>Compañeros de consumo más frecuentes</b>					***
Ninguno (consume solo habitualmente)	32,1	29,7	47,5	34,2	
Pareja sexual estable	15,7	22,2	10,0	17,4	
Amigos muy cercanos que no son pareja sexual	34,9	16,7	26,5	25,4	
Conocidos casuales que no son pareja sexual	14,0	26,2	11,0	18,7	
Con otras personas	3,3	4,9	5,0	4,3	

<sup>§</sup> Nivel de significación estadística de la comparación entre ciudades, usando ji cuadrado: ns= no significativo; \* p <0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001

más de dos días antes de los 18 años, un 10,8% habían estado en centros de reforma o internamiento para menores, y un 42,3% en prisión (tabla 2).

**Patrones de consumo de heroína:** La mayoría iniciaron el uso de heroína con 18 años o menos, generalmente por vía fumada en Sevilla (88,9%) y Madrid (65,6%), y esnifada (46,6%) o fumada (39,7%) en Barcelona. El inicio por inyección fue raro (4%-13,8%). La mayoría tardó menos de 6 meses entre el primer uso y el uso semanal. Al iniciarse el uso semanal la vía esnifada había perdido relevancia en favor de la inyectada en Barcelona y de la fumada en Madrid. Entre un 19,1% (Sevilla) y un 54,4% (Barcelona) cambiaron alguna vez en la vida de vía habitual (más frecuente) de uso de heroína, considerando sólo los cambios que duraron un mes o más. En Barcelona predominó el cambio de vía no-inyectada a inyectada (87,7%), en Sevilla el contrario (82,2%) y en Madrid ninguno de los dos (tabla 3).

Con respecto a los patrones de uso reciente (últimos 12 meses), un 45,3% usaban heroína a diario o casi a diario (5-6 días/semana), y un 23,9% la usaban 1-2 días/semana. La vía habitual de uso reciente era diferente por ciudad: en Madrid (82,9%) y Sevilla (99%) predominaba ampliamente la fumada, y en Barcelona la inyectada

(59,3%), aunque existían bastantes fumadores y esnifadores. En Sevilla la heroína se solía usar mezclada con cocaína en la misma dosis (86,1% la usaba habitualmente así), mientras que no sucedía lo mismo en Madrid y Barcelona. En cuanto al tipo de heroína, en Madrid y Sevilla más del 96% usaba siempre heroína-base (marrón) mientras que en Barcelona un 75,5% usaba habitualmente heroína-clorhidrato (blanca) (tabla 3).

En Madrid y Barcelona los lugares preferentes de uso de heroína eran las zonas de venta y uso masivo de drogas, seguidas de los alojamientos donde vivían, y los espacios abiertos (calles, plazas, parques, etc.). En cambio, en Sevilla apenas se consumía en zonas de venta y uso masivo, prefiriéndose los alojamientos, los espacios abiertos, y otros lugares. La mayoría de los participantes solían usar la heroína con otros, sobre todo amigos cercanos, conocidos o pareja sexual estable. La proporción de los que consumían solos fue mayor en Sevilla que en Barcelona o Madrid (tabla 3).

**Prevalencia de uso reciente de otras drogas:** En los últimos 12 meses había sido casi universal el uso de tabaco y cocaína, y muchos habían usado la cocaína en forma de base o crack (78,6%), o mezclada con heroína en la misma dosis (>73,9%). La prevalencia de uso de cocaína base era más alta en

Tabla 4

## Prevalencia de consumo de drogas psicoactivas entre los jóvenes consumidores de Barcelona, Madrid y Sevilla. 2001-2003

	Alguna vez en la vida				p <sup>§</sup>	Últimos 12 meses				p <sup>§</sup>
	Barcelona (n=364)	Madrid (n=427)	Sevilla (n=200)	Total (n=991)		Barcelona (n=364)	Madrid (n=427)	Sevilla (n=200)	Total (n=991)	
<b>HEROÍNA</b>										
Heroína+cocaína base mezclada en la misma dosis	67,3	94,4	98,5	85,3	***	46,1	86,7	97,0	73,9	***
Heroína+cocaína polvo mezclada en la misma dosis	84,1	57,4	48,5	65,4	***	71,4	43,3	34,5	52,0	***
Heroína sola	99,2	99,3	87,0	96,9		98,4	95,3	65,0	90,4	***
<b>COCAÍNA</b>	100,0	100,0	100,0	100,0	ns	94,8	97,7	99,0	97,5	ns
Cocaína base	85,2	96,0	93,0	91,4	***	62,0	89,7	85,0	78,6	***
Cocaína en polvo	97,5	94,6	86,0	93,9	***	89,0	69,1	62,0	75,0	***
<b>OTRAS DROGAS</b>										
Ketamina	48,1	10,3	11,0	24,3	***	34,9	4,2	3,0	15,2	***
Éxtasis	83,2	67,9	49,0	69,8	***	50,8	26,5	18,0	33,8	***
Anfetaminas	80,5	67,7	37,0	66,3	***	44,1	16,6	11,0	25,6	***
Hipnosedantes	94,5	94,1	78,5	91,1	***	84,3	86,4	66,0	81,5	***
Metadona de la calle <sup>Δ</sup>	48,9	45,2	70,5	51,7	***	32,0	29,7	57,0	36,1	***
Opiodes diferentes a heroína o metadona	78,0	76,3	28,5	67,3	***	54,4	42,2	12,0	40,6	***
Cannabis	98,9	97,4	95,0	97,5	*	93,1	85,7	87,0	88,7	**
LSD	81,3	74,9	50,0	72,3	***	27,8	10,1	10,5	16,7	***
Inhalables volátiles	53,8	51,1	20,6	46,0	***	10,7	6,6	4,5	7,7	*
Otras	26,6	14,8	7,5	17,7	***					
<b>ALCOHOL</b>										ns
No consume	-	-	-	-	-	20,1	16,7	17,1	18	
Menos de 50 ml alcohol puro/día	-	-	-	-	-	49,3	49,4	46,2	48,7	
Entre 50 y 99 ml/día	-	-	-	-	-	14,5	15,5	20,6	16,2	
100 ml/día o más	-	-	-	-	-	16,2	18,4	16,1	17,1	
<b>TABACO</b>										ns
No fumador	-	-	-	-	-	1,9	2,6	1,0	2	
<10 cigarrillos/día	-	-	-	-	-	15,9	13,6	22,5	16,3	
10-19 cigarrillos/día	-	-	-	-	-	57,1	56,6	48,0	55,1	
20 ó más cigarrillos/día	-	-	-	-	-	25,0	27,2	28,5	26,7	
<b>INYECCIÓN DE DROGAS</b>	80,5	65,1	33,0	64,3	***	75,8	48,9	15,5	52,1	***

<sup>§</sup> Nivel de significación estadística de la comparación entre ciudades, usando ji cuadrado: ns= no significativo; \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001; <sup>Δ</sup>: Se refiere a la metadona consumida fuera del marco de los programas de tratamiento.

Madrid (89,7%) y Sevilla (85%) que en Barcelona (62%), y lo contrario sucedía con la cocaína-clorhidrato (cocaína polvo). Se observaron diferencias similares en el uso de mezcla de heroína-cocaína base, y de heroína-cocaína polvo, predominando la primera en Madrid y Sevilla, y la segunda en Barcelona (tabla 4).

De las restantes drogas las más extendidas eran tabaco, cannabis, alcohol, e hipnosedantes (prevalencia>65% en últimos 12 meses), seguidas de la metadona fuera de tratamiento («metadona de la calle»), los opiodes diferentes a heroína o metado-

na, el éxtasis y las anfetaminas. Hubo también diferencias geográficas en el uso de estas drogas. Así, ketamina (sobre todo), éxtasis, anfetaminas y LSD estaban bastante más extendidas en Barcelona que en las otras dos ciudades. Además, en Sevilla estaba más extendida la metadona de la calle y menos los hipnosedantes y opiodes diferentes a heroína o metadona. Aproximadamente un tercio había consumido 50 ml de alcohol al día o más. La prevalencia de inyección reciente de drogas era muy diferente entre ciudades (75,8% en Barcelona, 48,9% en Madrid, y 15,5% en Sevilla) (tabla 4).

## DISCUSIÓN

En este estudio se describe la metodología y las características basales de una cohorte de jóvenes usuarios de heroína captados en Madrid, Barcelona y Sevilla. Se observa que en esta población la inyección de drogas ha dejado de ser universal, está muy extendido el uso de cocaína (frecuentemente en forma de base o crack y/o mezclada con heroína en la misma dosis), y existen importantes carencias socioeconómicas. Por otra parte, existen grandes diferencias geográficas en los patrones de uso de heroína, cocaína y otras drogas. En concreto, en Barcelona se usa sobre todo heroína-clorhidrato inyectada o esnifada, y en Madrid y Sevilla heroína-base fumada. Además, en Barcelona predomina el uso de cocaína-clorhidrato, y en Sevilla el de cocaína-base, muy a menudo mezclada con heroína. La captación de los participantes fue muy difícil.

A continuación se discuten estos hallazgos, comparándolos con los de estudios previos. Con respecto a 1995<sup>17</sup>, se observa un descenso de la inyección para administrarse drogas en las tres ciudades estudiadas. Incluso en Barcelona (donde tradicionalmente la inyección ha tenido gran relevancia), en 2001-2003 casi un 20% de los jóvenes usuarios de heroína no se habían inyectado nunca drogas, y un 40,7% usaban habitualmente la heroína por vías no inyectadas. En Sevilla la inyección de drogas es ya muy minoritaria, de forma que en 2001-2003 un 67% no se habían inyectado nunca y un 99% usaban habitualmente la heroína por vía pulmonar. En Madrid, en cambio, sólo ha bajado la inyección como vía habitual de uso de heroína, y no la inyección reciente (últimos 12 meses) de drogas, lo que sugiere que los usuarios de heroína se inyectan esporádicamente heroína u otras drogas. Un análisis ulterior permitirá ahondar en este fenómeno, que, como se indicó, ha sido decisivo para el control de la infección por VIH<sup>11</sup>, y la reducción de la mortalidad por sobredosis en España<sup>5</sup>, y, sin duda, continuará siéndolo.

Como se ha visto en estudios previos<sup>17</sup>, la vía de uso de la heroína puede cambiar a lo largo de la carrera de un consumidor, y no siempre hacia la inyección (considerada la vía más eficiente en términos de efecto/coste). De hecho, un 42,4% había cambiado alguna vez de vía principal de administración de heroína, principalmente hacia la inyección en Barcelona y hacia la vía pulmonar en Sevilla. No es fácil explicar las grandes diferencias entre Barcelona y las otras dos ciudades en la prevalencia de inyección de drogas y en la vía de uso de heroína. Sin embargo, como se ha sugerido en estudios previos<sup>18</sup>, es muy probable que tengan que ver con el tipo de heroína circulante en el mercado. De hecho, en Madrid y Sevilla parece que circula y se usa casi exclusivamente heroína base y en Barcelona predomina la heroína-clorhidrato (que no es apta para fumar).

Otro hallazgo relevante es la gran extensión del uso de cocaína en esta población, a menudo mezclada con heroína en la misma dosis. Se observa cierta tendencia a usar la heroína y la cocaína en la misma forma química y por la misma vía. Así, en Sevilla predomina el uso de heroína y cocaína base por vía pulmonar, y en Barcelona el uso inyectado de heroína y cocaína-clorhidrato. Por otra parte, en Madrid y Sevilla la mezcla de heroína y cocaína se prepara generalmente con cocaína-base, y en Barcelona con cocaína-clorhidrato. Y, en Sevilla donde la mayoría de los participantes (86,1%) usan habitualmente estas drogas mezcladas, el mercado ofrece una mezcla de heroína y cocaína-base ya preparada<sup>49,50</sup>. La gran extensión del uso de cocaína, y los patrones de uso adoptados<sup>6,20,50</sup>, están condicionando seguramente los problemas sociosanitarios y las necesidades de tratamiento de estas personas. Por otra parte, además de cocaína, los jóvenes usuarios de heroína usan en altísima proporción otras drogas como tabaco, cannabis, alcohol, e hipnosedantes, lo que puede aumentar el riesgo de algunos problemas agudos de salud, sobre todo en el caso de los

hipnosedantes y el alcohol, cuyo uso conjunto con heroína es un factor de riesgo importante de sobredosis<sup>5</sup>. De hecho, el nivel de uso de alcohol en esta población es mucho mayor que en la población general<sup>51</sup>, con una prevalencia de bebedores de riesgo (más de 50 ml de alcohol puro/día) que supera el 30%. Merece también la pena destacar el alto uso de otras drogas en Barcelona, sobre todo éxtasis, anfetaminas, ketamina (una droga que se adapta muy bien al uso inyectado), y LSD. Hay también algunas diferencias geográficas en el uso de opioides diferentes a heroína: en Sevilla el más usado es la metadona de la calle (lo que puede tener que ver con el uso de metadona en comprimidos en los programas de mantenimiento<sup>52</sup>) y en Madrid y Barcelona otros opioides.

Los datos indican que la situación socioeconómica de los jóvenes usuarios de heroína sigue siendo muy desfavorecida. Casi la mitad no llegan a acabar la enseñanza secundaria, 1/4 carecen de vivienda estable, y más de la mitad están parados y obtienen sus mayores ingresos del robo, la venta de drogas y otras actividades marginales. Esta situación puede estar condicionando las conductas de riesgo, los problemas de salud, y las necesidades de atención de esta población<sup>53</sup>.

El mayor inconveniente de este estudio fue la dificultad para captar participantes. Aunque se hizo un gran esfuerzo (exploración de múltiples escenarios, contacto con gran número de captadores), hubo enormes dificultades para reunir la muestra prevista. Puede pensarse que estos problemas son inherentes a los estudios comunitarios con poblaciones ocultas, porque a diferencia de las cohortes clínicas, los participantes perciben que tienen poco que ganar y que revelar su identidad les puede causar problemas. Además, aunque se les gratifique, siempre cuesta desplazarse en una gran ciudad, sobre todo desde zonas donde llega mal el transporte público. Estos factores podrían explicar algunas dificultades. Sin embargo, no

hubo un rechazo importante al estudio, y los problemas se centraron en encontrar candidatos seleccionables. Esto sugiere que actualmente en estas ciudades la incidencia de uso de heroína es bastante baja, lo que concuerda con los datos del Observatorio Español sobre Drogas, que indican que en España en los últimos años han descendido las admisiones a tratamiento por heroína por primera vez en la vida, las menciones de heroína en las urgencias hospitalarias, y las muertes por reacción aguda a opioides. Además, la información sobre nuevos usuarios de heroína aportada por los participantes y otras personas-clave contactados durante la captación no indica que el uso de heroína esté rebrotando, lo que no descarta que esto pueda suceder a medio o largo plazo.

Como en todos los estudios sobre poblaciones ocultas, se desconoce en qué medida se pueden generalizar los resultados al conjunto de los usuarios de heroína de las ciudades estudiadas o de España. De hecho, se utilizó un muestreo no probabilístico y se privilegió la captación de consumidores muy jóvenes o esporádicos, que suelen estar más integrados y formar redes sociales separadas de los más viejos y deteriorados, que son los más visibles en los escenarios de venta y uso masivo de drogas, y los más conocidos por captadores y servicios de atención. A pesar de esta estrategia, la proporción final de participantes de 25 años o menos (42,1%) fue menor que la de los que superan esa edad, lo que vuelve a poner de manifiesto la falta de popularidad de la heroína entre los más jóvenes. En cualquier caso, esta cohorte incluye una proporción mayor de jóvenes y de usuarios esporádicos que algunos estudios previos sobre muestras captadas en servicios de atención o en otros lugares<sup>6,17</sup>. A pesar de ello, los resultados más relevantes relativos a los patrones de uso de drogas son bastante concordantes con dichos estudios, lo que sugiere que las importantes diferencias entre Madrid/Barcelona y Sevilla no se deben a los mecanismos de captación usados.

Esta cohorte es quizá la más importante sobre usuarios de heroína captados en la comunidad que existe actualmente en Europa. Ofrece la posibilidad de realizar múltiples estudios transversales sobre los aspectos incluidos en el cuestionario (Anexo I). Además, aunque el seguimiento está resultando tan dificultoso como la captación, permitirá realizar estudios de incidencia o de cohortes

sobre infección por VIH, mortalidad, sobredosis no mortales, etc. A finales de abril de 2005 se había logrado hacer la primera visita de seguimiento (previsto inicialmente para 12 meses después de la visita basal) a un 59,8% de los que hicieron la basal, y la segunda a un 59,3% de los que hicieron la primera en Madrid y Barcelona (sin que haya empezado esta visita en Sevilla).

**Anexo 1**

**Resumen del contenido del cuestionario basal**

<p><b>Características sociodemográficas</b> Edad, sexo, lugar de nacimiento, migración, nivel educativo propio y de sus padres, hijos, tipo y características del alojamiento, convivientes, situación y categoría laboral, absentismo laboral, fuentes de ingresos.</p>
<p><b>Conflicto social</b> Fuga de casa siendo menor, detenciones, agresiones sufridas que han necesitado atención médica o psicológica, tiempo en centros de reforma, centros o familias de acogida, y cárcel.</p>
<p><b>Uso de drogas psicoactivas</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• Heroína y cocaína:             <ul style="list-style-type: none"> <li>– Historia de uso: edad y vía de primer uso, cambios en vía, fecha y dirección del último cambio, períodos de abstinencia.</li> <li>– Consumo actual: vía, forma, lugar de consumo, tipo y cantidad consumida, uso de heroína y cocaína mezcladas y sin mezclar en la misma dosis. Para cocaína, además: sesiones intensas de consumo o "pasones", y uso de cocaína en polvo (clorhidrato de cocaína) y en base.</li> </ul> </li> <li>• Otras drogas: frecuencia de uso, y eventualmente la vía, forma de uso y cantidad consumida. Las categorías consideradas fueron: alcohol, tabaco, ketamina, éxtasis, anfetaminas, hipnosedantes, metadona de la calle, opiáceos diferentes a heroína o metadona, cannabis, LSD, inhalables volátiles y otras.</li> <li>• Uso concomitante (el mismo día) de heroína e hipnosedantes.</li> </ul>
<p><b>Dependencia autopercebida</b> Severity Dependence Scale (SDS) para heroína y cocaína<sup>34,35</sup>.</p>
<p><b>Inyección de drogas</b> Circunstancias de la primera inyección, consolidación de esta vía, inyectar a otros, frecuencia de inyección subcutánea, intravenosa, e intramuscular.</p>
<p><b>Inyección de riesgo</b> Dar o recibir jeringas usadas, usar otro material de inyección usado antes por otros (recipientes para disolver la droga, algodones, líquido para enjuagar la jeringa), o droga preparada en dicho material.</p>
<p><b>Fuentes de aprovisionamiento de jeringas estériles</b> Obtención de jeringas gratuitas, compra de jeringas o de kits de inyección subvencionados</p>
<p><b>Otros factores de riesgo de infección sanguínea</b> Cirugía, transfusiones, tatuajes, piercing, pinchazos accidentales. Compartir instrumentos para esnifar drogas.</p>
<p><b>Conductas sexuales</b> Número y tipo de parejas (estables, comerciales y ocasionales), tipo de prácticas (vaginales o anales frente a orales) y uso de preservativo. Para hombres, preguntas similares sobre relaciones homosexuales.</p>
<p><b>Sobredosis por opiáceos</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• Padecidas: número, atención sanitaria, y sobre la última padecida, circunstancias, razones percibidas y uso de drogas en las horas anteriores.</li> </ul>

<ul style="list-style-type: none"> <li>• Presenciadas: número, y sobre la mejor recordada, razones, y actuaciones de los presentes y de los servicios sanitarios.</li> <li>• Sobredosis en general: precauciones para evitarlas, opiniones sobre sus causas y diversos aspectos de la atención a las mismas por los consumidores y los servicios sanitarios (ambulancias, naloxona, etc.).</li> </ul>
<p><b>Calidad de vida relacionada con la salud</b>                  Perfil de salud de Nottingham36;37.</p>
<p><b>Salud Mental</b>                  Secciones de cribado de ansiedad, estado de ánimo y psicosis de la "Entrevista Diagnostica Internacional Compuesta" (CIDI-2000)38;39, y "Cribado del International Personality Disorder Examination (IPDE) Screen" para explorar trastornos de la personalidad (eje II)</p>
<p><b>Otros problemas de salud</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• Listados de síntomas y diagnósticos relacionados con uso de drogas</li> <li>• Estado serológico frente a VIH: tests realizados, conocimiento de estado serológico, fechas, y, si era seropositivo, tratamiento antirretroviral</li> <li>• Tests realizados y estado serológico frente a VHC, vacunación frente a VHB, diagnóstico y tratamiento de tuberculosis.</li> <li>• Días en cama por problemas de salud.</li> <li>• Accidentes de tráfico o de otro tipo.</li> </ul>
<p><b>Uso de servicios socio-sanitarios</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• Atención en urgencias, ingresos hospitalarios, consultas médicas (medico de familia, psiquiatra, ginecólogo o tocólogo, otro)</li> <li>• Atención por trabajadores sociales.</li> <li>• Tratamientos de la drogodependencia (tipo de centro y tratamiento), mantenimiento con opioides (duración, opioide usado, dosis, etc.), sesiones de psicoterapia.</li> </ul>
<p><b>Alimentación e higiene</b>                  Frecuencia de lavado y ducha, frecuencia y tipo de comidas.</p>
<p><b>Apoyo social</b>                  Perfil de Duke de 8 ítems<sup>40;41</sup>                  Apoyo recibido ante enfermedad, necesidad de alojamiento o de dinero, y procedencia de la ayuda.</p>
<p><b>Consumo de drogas por familiares y pareja</b>                  Uso de heroína, cocaína y drogas inyectadas por padre, madre, hermanos y pareja sexual actual.</p>

## AGRADECIMIENTOS

A todas las personas e instituciones que nos han ayudado en la captación o seguimiento de participantes, que nos han prestado sus locales para la realización de las entrevistas o bien echado una mano importante en diferentes tareas de la gestión del proyecto. Entre ellos, a) En Madrid: Fundación de Ayuda contra la Drogadicción (FAD), Médicos del Mundo, Programas Municipales de Sida y de Drogas, CAID de Torrejón de Ardoz, Centro Sanitario Sandoval, Subdirección General de Sanidad e Instituciones Penitenciarias, Agencia Antidroga. b) En Barcelona: ABD, Spott, Ambit, CECAS, Secretaria de Serveis Penitenciaris, Rehabi-

litació i Justícia Juvenil C) En Sevilla: Ayuntamiento de Sevilla, Centros de Tratamiento Ambulatorios de Drogodependencias de la Diputación Provincial de Sevilla, Centro Tratamiento Alcoholismo Anclaje, Antaris, Centro de Día AVAT, Asociación Aspad.

## BIBLIOGRAFÍA

1. Brugal MT, Barrio G, Royuela L, Bravo MJ, de la Fuente L, Regidor E. Estimación de la mortalidad atribuible al consumo de drogas ilegales en España. Med Clin (Barc) 2004;123:775-7.
2. Sporer KA. Acute heroin overdose. Ann Intern Med 1999;130:584-90.

3. Darke S, Zador D. Fatal heroin 'overdose': a review. *Addiction*. 1996;91:1765-72.
4. Darke S, Ross J, Hall W. Overdose among heroin users in Sydney, Australia: I. Prevalence and correlates of non fatal overdose. *Addiction*. 1996;91:405-11.
5. Brugal MT, Barrio G, De la Fuente L, Regidor E, Royuela L, Suelves JM. Factors associated with non-fatal heroin overdose: assessing the effect of frequency and route of heroin administration. *Addiction*. 2002;97:319-27.
6. Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas. Informe nº 6. Observatorio Español sobre Drogas. Noviembre 2003. Madrid: 2003.
7. Instituto de Salud Pública. Vigilancia Epidemiológica de la infección por VIH/Sida en la Comunidad de Madrid, hasta diciembre de 2003. Boletín Epidemiológico de la Comunidad de Madrid 2004;10:59-60.
8. Centro Nacional de Epidemiología y Secretaría del Plan Nacional sobre Sida. Sistema de Información sobre nuevos diagnósticos de infección por VIH (SINIVIH). 2005.
9. European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction. Hepatitis C and injecting drug use: impact, costs and policy options. Jager L, Limbur W, Kretzschmar M, Postma M, and Wiessing L. 2004. Office for Official Publications of the European Communities.
10. Bravo MJ, Barrio G, de la Fuente L, Colomo C, Royuela L, Grupo de Trabajo de Médicos del Mundo. Persistencia de conductas de riesgo para la transmisión del VIH en inyectores de drogas de Madrid, Sevilla y Valencia. *Gac Sanit* 1999;13:109-18.
11. de la Fuente L, Bravo MJ, Lew C, Barrio G, Soriano V, Royuela L. Prevalencia de Infección por el virus de la inmunodeficiencia humana y de conductas de riesgo entre los consumidores de heroína de Barcelona, Madrid y Sevilla: un ejemplo de las ventajas de centrar los estudios en los consumidores y no sólo en los usuarios por vía intravenosa. *Med Clin (Barc)* 1999;113:646-51.
12. Fennema JS, van Ameijden EJ, Van Den HA, Coutinho RA. Young and recent-onset injecting drug users are at higher risk for HIV. *Addiction*. 1997;92:1457-65.
13. Van Ameijden EJC, Van den Hoek JAR, Hartgers C, Coutinho RA. Risk factors for the transition from non-injecting to injecting drug use and accompanying AIDS risk behavior in a cohort of drug users. *Am J Epidemiol* 1994;139:1153-63.
14. Bolumar F, Hernández-Aguado I, Ferrer L, Ruiz I, Aviñó MJ, Rebagliato M. Prevalence of antibodies to hepatitis C in a population of intravenous drug users in Valencia, Spain, 1990-1992. *Int J Epidemiol* 1996;25:204-9.
15. Garfein RS, Vlahov D, Galai N, Doherty MC, Nelson KE. Viral infections in short-term injection drug users: the prevalence of the hepatitis C, hepatitis B, human immunodeficiency, and human T-lymphotropic viruses. *Am J Public Health* 1996;86:655-61.
16. Rodés A, Vall M, Casabona J, Nuez M, Rabella N, Mitrani L. Prevalencia de infección por el virus de la inmunodeficiencia humana y de los comportamientos asociados a su transmisión entre usuarios de drogas por vía parenteral seleccionados en la calle. *Med Clí (Barc)* 1998;111:372-7.
17. de la Fuente L, Barrio G, Royuela L, Bravo MJ. The transition from injecting to smoking heroin in three Spanish cities. The Spanish Group for the Study of the Route of Heroin Administration. *Addiction*. 1997;92:1749-63.
18. de la Fuente L, Saavedra P, Barrio G, Royuela L, Vicente J, Spanish Group for the study of the purity of seized drugs. Temporal and geographic variations in the characteristics of heroin seized in Spain and their relation with the route of administration. *Drug Alcohol Depend* 1996;40:185-94.
19. Des Jarlais D, Courtwright D, Joseph H. The transition from opium smoking to heroin injection in the United States. *Aids Public Policy J* 1991;6:88-90.
20. Barrio G, de la Fuente L, Royuela L, Díaz A, Rodríguez-Artalejo F, Spanish Group for the Study on the route of administration of drugs. Cocaine use among heroin users in Spain: the diffusion of crack and cocaine smoking. *J Epidemiol Community Health* 1998;52:172-80.
21. Barrio Anta G, Rodríguez Arenas MA, De La Fuente De Hoz L, Royuela L, Grupo de Trabajo para el Estudio de las Urgencias por Psicoestimulantes. Urgencias en consumidores de cocaína en varios hospitales españoles: primeras evidencias de complicaciones agudas por consumo de crack. *Med Clin (Barc)* 1998;111:49-55.
22. Iguchi MY, Bux DA. Reduced probability of HIV infection among crack cocaine-using injection drug users. *Am J Public Health* 1997;87:1008-12.

23. Krausz M, Degkwitz P, Kuhne A, Verthein U. Comorbidity of opiate dependence and mental disorders. *Addict Behav* 1998;23:767-83.
24. Mason BJ, Kocsis JH, Melia D, Khuri ET, Sweeney J, Wells A et al. Psychiatric comorbidity in methadone maintained patients. *J Addict Dis* 1998;17:75-89.
25. Brugal MT, Domingo-Salvany A, Barrio G, García de Olalla P, de la Fuente L. Evaluating the impact of methadone maintenance programs on mortality due to overdose and aids in a cohort of heroin users in Barcelona city. *Addiction* 2005; 100: 981-989.
26. Gibson DR, Flynn N, McCarthy JJ. Effectiveness of methadone treatment in reducing HIV risk behavior and HIV seroconversion among injecting drug users. *AIDS* 1999;13:1807-18.
27. Drucker E, Lurie P, Wodak A, Alcabes P. Measuring harm reduction: the effects of needle and syringe exchange programs and methadone maintenance on the ecology of HIV. *AIDS* 1998;12:S217-S230.
28. Puigdollers E, Cots F, Brugal MT, Torralba L, Domingo-Salvany A. Programas de mantenimiento con metadona con servicios auxiliares: un estudio de coste-efectividad. *Gac Sanit* 2003;17:123-30.
29. Torrens M, San L, Martínez A, Castillo C, Domingo-Salvany A, Alonso J. Use of the Nottingham Health Profile for measuring health status of patients in methadone maintenance treatment. *Addiction*. 1997;92:707-16.
30. de la Fuente L, Barrio G, Bravo MJ, Royuela L. Heroin smoking by «chasing the dragon»: its evolution in Spain. *Addiction*. 1998;93:444-6.
31. Watters JK, Biernacki P. Targeted sampling: options for the study of hidden populations. *Social Problem* 1989;36:416-30.
32. Hartnoll R, Griffiths P, Taylor C, Hendrick V, Blanken P, Nolimal D. Handbook on Snowball Sampling. Strasbourg: Pompidou Group. Council of Europe, 1997.
33. Heckathorn DD. Respondent-driven sampling: a new approach to the study of hidden populations. *Soc Probl* 1997;44:174-9.
34. Gossop M, Darke S, Griffiths P, Hando J, Powis B, Hall W et al. The Severity of Dependence Scale (SDS) psychometric properties of the SDS in English and Australian samples of heroin, cocaine and amphetamines users. *Addiction*. 1995;90:607-14.
35. Barrio G, de la Fuente L, Lew C, Royuela L, Bravo MJ, Torrens M. Differences in severity of heroin dependence by route of administration: the importance of length of heroin use. *Drug Alcohol Depend* 2001;63:169-77.
36. Alonso J, Antó JM, Moreno C. Spanish version of the Nottingham Health Profile: translation and preliminary validity. *Am J Public Health* 1990;80:704-8.
37. Alonso J, Prieto C, Antó JM. The Spanish version of the Nottingham Health Profile: a review of adaptation and instrument characteristics. *Qual Life Res* 1994;3:385-93.
38. Alonso J, Ferrer M, Romera B, Vilagut G, Angermeyer M, Bernert S et al. The European Study of the Epidemiology of Mental Disorders (ESE-MeD/MHEDEA 2000) project: rationale and methods. *Int J Methods Psychiatr Res* 2002;11:55-67.
39. Haro JM, Palacin C, Vilagut G, Romera B, Codony M, Autonell J et al. La epidemiología de los trastornos mentales en España: métodos y participación en el proyecto ESEMeD-España. *Actas Esp Psiquiatr* 2003;31:182-91.
40. Broadhead WE, Gehlbach SH, Degruy FV, Kaplan BH. The Duke-UNC functional social support questionnaire: measurement of social support in family medicine patients. *Med Care* 1988;26:709-23.
41. Lahuerta C, Borrel C, Rodríguez-Sanz M, Pérez K, Nebot M. La influencia de la red social en la salud mental de la población anciana. *Gac Sanit* 2004;18:83-91.
42. Des J, Paone D, Milliken J, Turner CF, Miller H, Gribble J et al. Audio-computer interviewing to measure risk behaviour for HIV among injecting drug users: a quasi-randomised trial. *Lancet* 1999;353:1657-61.
43. Newman JC, Des Jarlais DC, Turner CF, Gribble J, Cooley P, Paone D. The differential effects of face-to-face and computer interview modes. *Am J Public Health* 2002 Feb; 92(2):294-7.
44. Turner CF, Ku L, Rogers SM, Lindberg LD, Pleck JH, Sonenstein FL. Adolescent sexual behavior, drug use, and violence: increased reporting with computer survey technology. *Science* 1998; 280:867-73.

45. NOVA Research Company. Questionnaire Development System 2.0 (QDSTM) . 2002. Bethesda, NOVA Research Company.
46. Secretaría del Plan Nacional del SIDA. Recomendaciones para el control de la infección por VIH, VHB y otros microorganismos de transmisión sanguínea en el medio laboral sanitario. 1994. Madrid, Ministerio de Sanidad y Consumo.
47. Bassani S, Toro C, de la Fuente L, Brugal MT, Jiménez V, Soriano V. Prevalencia de infección por virus de transmisión parenteral en consumidores actuales de heroína de 3 ciudades españolas. *Med Clin.(Barc.)* 2004;122:570-2.
48. Darke S, Hall W, Ross M, Wodak A. Benzodiazepine use and HIV risk-taking behaviour among injecting drug users. *Drug Alcohol Depend* 1992;31:31-6.
49. Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas. Plan Nacional sobre Drogas. Memoria 1996. 1997. Madrid, Ministerio de Justicia e Interior.
50. Barrio G, Bravo MJ, de la Fuente L. Consumo de drogas ilegales en España: hacia una diversificación de los patrones de consumo y los problemas asociados. *Enfermedades Emergentes* 2002;2:88-102.
51. Consejería de Sanidad y Consumo. Consumo de alcohol y efectos sobre la salud en la población adulta y joven de la Comunidad de Madrid. *Boletín Epidemiológico de la Comunidad de Madrid* 2003;9:3-49.
52. Domingo-Salvany A. Los tratamientos de mantenimiento con metadona en España. Análisis de los centros activos en 1997. Junta de Andalucía. 767-782. 5-11-1999. Cádiz. VI Encuentro Nacional sobre Drogodependencias y su enfoque comunitario.
53. Pasarín MI, Borrell C, Brugal MT, Diaz-Quijano E. Weighing social and economic determinants related to inequalities in mortality. *J Urban Health* 2004;81:349-62.

**ORIGINAL**

## INTERRUPCIÓN VOLUNTARIA DEL EMBARAZO EN MUJERES DE UN DISTRITO SANITARIO DE ALMERÍA DURANTE EL PERÍODO 1998-2002

Pilar Barroso García (1), M<sup>a</sup> Ángeles Lucerna Méndez (2) y Tesifón Parrón Carreño (3)

(1) Sección de epidemiología. Distrito Sanitario de Atención Primaria Levante Alto Almanzora. Almería.

(2) Servicio de Medicina Preventiva. Hospital la Inmaculada. Huércal-Overa. Almería.

(3) Servicio de Salud. Delegación Provincial de Salud. Almería.

### RESUMEN

**Fundamento:** En Andalucía y concretamente en Almería, ha aumentado la población inmigrante. Los distritos sanitarios de atención primaria gestionan las solicitudes de interrupción voluntaria de embarazo. El objetivo de este trabajo es describir la evolución de las solicitudes de interrupción voluntaria de embarazo en mujeres inmigrantes y no inmigrantes en el Distrito Sanitario Levante-Alto Almanzora de Almería.

**Métodos:** Estudio descriptivo realizado para el período 1998-2002. Material de estudio: solicitudes de interrupción voluntaria de embarazo, datos demográficos del IEA, tarjetas de reconocimiento temporal. Variables estudiadas: Edad, fecha de solicitud, gestación  $\geq$  o  $<$  a 12 semanas, tipo de población según fuera inmigrante o no. Se calcularon tasas de interrupción voluntaria de embarazo por 1.000 mujeres de 15 a 49 años y el riesgo relativo con intervalos de confianza y significación estadística para estudiar relación entre número de interrupciones y tipo de población.

**Resultados:** Se estudiaron 224 solicitudes. El mayor número se produjo en el año 2002, tasa de 3,1. El grupo de edad con más solicitudes fue el de 20-24 años (29,5%). El 95% de las mujeres presentaba gestación inferior a 12 semanas. El 52,7% eran mujeres inmigrantes. Con mayor riesgo de solicitar interrupción voluntaria de embarazo en inmigrantes respecto a autóctonas, RR de 66,45 (IC 95%: 36,11-122,28) en 2001; 292,8 (IC 95%: 91,12-940,9) en 1999.

**Conclusiones:** En el período estudiado se observa un aumento de la interrupción voluntaria de embarazo en los servicios públicos, sobre todo en mujeres inmigrantes.

**Palabras clave:** Solicitantes de aborto. Aborto eugénico. aborto inducido. Servicios de planificación familiar. Anticoncepción.

### ABSTRACT

#### Voluntary Interruption of Pregnancy among Women in an Health District within the 1998-2002 Period. Almeria, Spain

**Background:** The immigrant population has undergone an increase in Andalusia as a whole and in Almeria in particular. The primary healthcare districts manage the requests for voluntary interruption of pregnancy. This study is aimed at describing the trend in requests for voluntary interruption of pregnancy among immigrant and non-immigrant women in the "Levante-Alto Almanzora" Health District of Almeria.

**Methods:** Descriptive study conducted during the 1998-2002 period. Study material: requests for voluntary interruption of pregnancy, Andalusian Institute of Statistics demographic data, temporary medical care cards. Variables studied: Age, date of request, pregnancy  $\geq$  or  $<$  12 weeks, type of population (immigrant or non-immigrant). Voluntary interruption of pregnancy rates were calculated per 1000 women within the 15-49 age range and the relative risk with confidence intervals and statistical significance for studying the relationship between the number of interruptions and population type.

**Results:** A total of 224 requests were studied. The largest number were made in 2002, for a 3.1 rate. The age group making the largest number of requests was the 20-24 age range (29.5%). Ninety-five percent (95%) of the women were less than 12-weeks pregnant. A total of 52.7% were immigrant women, a greater risk of requesting voluntary interruption of pregnancy having been found among immigrants as compared to native Spanish women, RR of 66.45 (CI 95%: 36.11-122.28) in 2001; 292.8 (CI 95%: 91.12-940.9) in 1999.

**Conclusions:** Voluntary interruption of pregnancy was found to have increased in the public services, particularly among immigrant women, within the period studied.

**Key words:** Abortion applicant. Abortion, eugenic. Abortion induced. Family Planning Services. Contraception.

#### Correspondencia:

Pilar Barroso García

Levante Alto Almanzor

C/ Silvestre Martínez de Haro, s/n

Huércal-Overa

04600 Almería

Correo electrónico: mariap.barroso.sspa@juntadeandalucia.es

## INTRODUCCIÓN

La planificación familiar está reconocida como una intervención efectiva en Salud Pública<sup>1</sup>. Para reducir el aborto inducido se considera necesario disponer de buenos servicios de planificación familiar en todos los países, así como del desarrollo de programas educativos y escuchar la opinión de las mujeres<sup>2-7</sup>. En la actualidad, la anticoncepción de emergencia podría servir para reducir embarazos no deseados y abortos de riesgo<sup>8</sup>.

Ante circunstancias y riesgos no deseados la mujer recurre a la interrupción voluntaria del embarazo (IVE), variando las solicitudes según las zonas. Así encontramos que en España las tasas de IVE por 1.000 mujeres de entre 15 y 44 años oscilan entre 6 y 7,7 en el período 1998-2001. Por Comunidades Autónomas Andalucía presenta unas tasas algo más bajas que oscilan entre 5,1 y 6,8 para el mismo período, y otras Comunidades como Madrid y Cataluña presentan valores más altos: 10,5 y 10,2 para el año 2001 respectivamente<sup>9</sup>. En otros países encontramos mayor oscilación en los datos. Así en los Países Bajos se registra una tasa de 6,5, y en el Este de Europa, en Rumanía de 78<sup>3</sup>. Aunque existe poca bibliografía sobre aborto en mujeres inmigrantes, algunos estudios realizados en distintos países como Suecia, Países Bajos e Inglaterra han encontrado mayor frecuencia de aborto inducido en las mujeres inmigrantes procedentes del Caribe y de la antigua Yugoslavia que en las autóctonas<sup>10-12</sup>.

En España se inició el Registro de IVE en 1986<sup>13</sup> y en la Comunidad Autónoma de Andalucía en 1987. Los centros públicos y privados donde se realizan IVE remiten los cuestionarios a la Consejería de Salud y de ahí se derivan al Ministerio de Sanidad y Consumo<sup>9</sup>. La gestión de las IVE se realiza a través de los distritos sanitarios. En el Distrito Levante-Alto Almanzora de Almería, el médico de familia cumplimenta la solicitud correspondiente y deriva a la mujer al distri-

to, dónde se le solicita la cita con la clínica concertada y se le indican medidas de educación sanitaria. En la actualidad hay dos clínicas concertadas, ubicadas en Almería (hasta el año 2001 se derivaban a una de Málaga) y en Sevilla, con las que se gestionan dos de los tres supuestos legales<sup>14</sup>: peligro para la vida o la salud física o psíquica de la madre, y violación. En el tercero de los supuestos, presunción de graves taras físicas o psíquicas en el feto, el Servicio de Ginecología del Hospital «La Inmaculada» de Huércal-Overa, detecta estas alteraciones realizando la IVE sin derivar a la mujer al distrito sanitario.

Desde el año 1999, en el distrito se ha producido un aumento progresivo de la población inmigrante, que recibe asistencia sanitaria mediante tarjetas de reconocimiento temporal, que tienen validez de un año, hasta que se regulariza su situación<sup>15</sup>. Su número ha aumentado de 48 en el año 1999, a 1973 en el año 2002. La mayoría de los inmigrantes proceden de Sudamérica, sobre todo de Ecuador, y de Europa del Este. En los últimos años se ha detectado que las mujeres inmigrantes, cada vez en mayor número, solicitan IVE, por ello se planteó una investigación con el objetivo de describir la evolución temporal del número de solicitudes de IVE en mujeres inmigrantes y no inmigrantes en el Distrito Sanitario Levante-Alto Almanzora de Almería en el período 1998-2002.

## MATERIAL Y MÉTODOS

Se trata de un estudio observacional descriptivo de las solicitudes de IVE del Distrito Levante-Alto Almanzora, derivadas a centros concertados en el período 1998-2002. Dicho distrito es de ámbito rural y está situado en la zona norte de la provincia de Almería. Su población es de 115.007 habitantes según padrón del año 2001. Está dividido en siete Zonas Básicas de Salud (ZBS).

El material analizado fueron las solicitudes de IVE correspondientes a los dos primeros supuestos legales de todas las ZBS gestionadas por el distrito sanitario. En ellas se recogen datos identificativos como el número de documento nacional de identidad o pasaporte y el de la tarjeta sanitaria, además de otros datos como edad y semana de gestación.

Se estudiaron las siguientes variables: edad; fecha de solicitud; gestación menor,

mayor o igual de 12 semanas y si la mujer era o no inmigrante. Como fuentes de información se utilizaron: las solicitudes de IVE derivadas y los datos de Proyección de población por ámbitos subregionales publicados por el Instituto de Estadística de Andalucía (IEA). Para el cálculo de tasas por 1.000 mujeres de 15 a 49 años en población no inmigrante se emplearon los datos del IEA de cada año, para ese grupo de edad. y

**Tabla 1**

**Solicitudes de IVE por años, grupos de edad, semanas de gestación y tipo de población**

	Número	Porcentaje	Tasas anuales x 1000 mujeres de 15-49 años
<b>Años</b>			
1998	32	14,3	1,2
1999	17	7,6	0,6
2000	42	18,8	1,5
2001	44	19,6	1,6
2002	89	39,7	3,1
Total	224	100	
<b>Edad</b>			
15-19	20	8,9	--
20-24	66	29,5	--
25-29	50	22,3	--
30-34	41	18,3	--
35-39	31	13,8	--
40-44	13	5,8	--
45-49	3	1,3	--
Total	224	100	
<b>Semanas de gestación</b>			Tasas medias x 1000 mujeres de 15-49 años (1998-2002)
< 12 semanas	211	95	1,5
≥ 12 semanas	11	5	0,08
Total	222	100	
<b>Tipo de población</b>			
Inmigrante	118	52,7	62,2
No inmigrante	106	47,3	0,8
Total	224	100	

En población no inmigrante se han utilizado datos de Proyección de población por ámbitos subregionales (IEA): 27164 en 1998, 27338 en 1999, 27451 en 2000, 27606 en 2001 y 27697 en 2002; y en las mujeres inmigrantes Tarjetas de Reconocimiento Temporal: 0 en 1998, 20 en 1999, 388 en 2000, 728 en 2001 y 760 en 2002.

las tarjetas de reconocimiento temporal de asistencia sanitaria realizadas anualmente para las mujeres inmigrantes gracias al Convenio de colaboración en materia de Salud Pública para el colectivo de inmigrantes, firmado en el año 1999 entre la Consejería de Salud y distintas organizaciones<sup>15</sup>, dado que en el período de estudio no era habitual el empadronamiento de la población inmigrante.

Se realizó un análisis descriptivo de las variables anteriores, calculándose los porcentajes de solicitudes de IVE para cada una de ellas. También se calcularon las tasas anuales por 1.000 mujeres de 15 a 49 años y tasas medias por gestación menor, mayor o igual de 12 semanas por tipo de población; no se han calculado tasas por grupos de edad al no disponer del número de mujeres inmigrantes estratificados por edad. Se calcularon RR con sus IC al 95% para estudiar la relación entre población inmigrante y no inmigrante, y el número de IVE por años, utilizando el test de chi cuadrado para calcular la significación estadística aplicando el programa Epi Info. Para conocer la situación de inmigración en la solicitud se tuvo en cuenta el número de la tarjeta de reconocimiento temporal (todas empiezan por 60/) y/o el número de pasaporte.

## RESULTADOS

Se registraron 224 solicitudes de IVE en el período estudiado, el mayor número de solicitudes correspondió al año 2002 (39,7%), lo que supuso una tasa de IVE de 3,1 (tabla 1). El grupo de edad con mayor número de solicitudes fue el de 20-24 años con 66 (29,5%) (tabla 1), si se tiene en cuenta la situación de inmigrante, también el mayor número correspondió a este grupo de edad, con 40 solicitudes (60,6%). Sin embargo, para las adolescentes (15-19 años) y para las mujeres entre 35 y 49 años el porcentaje es mayor entre las mujeres no inmigrantes (figura 1).

El 95% de las IVE solicitadas en el período de estudio presentaron menos de 12 semanas de gestación (tabla 1) y este porcentaje se mantuvo al estratificar por inmigrantes y no inmigrantes (figura 2). El 52,7% de las solicitudes correspondió a mujeres inmigrantes (tabla 1); estratificando por años el porcentaje para esta población ha ido aumentando, oscilando los resultados entre 0% para el año 1998 y 69,7% para 2002 (figura 3).

Así mismo, la tasa por 1.000 mujeres de 15 a 49 años fue de 150 en el año 1999 para esta población, seguida del año 2002 con

Figura 1

Número de solicitudes de IVE según edad y tipo de población, 1998-2002

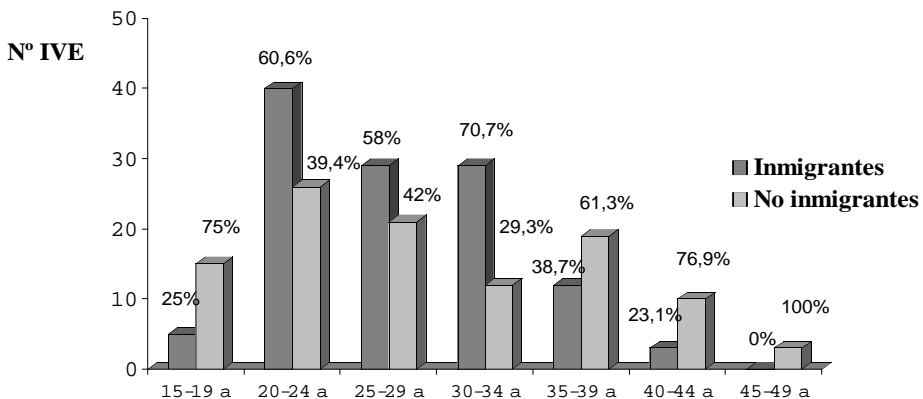


Figura 2

Número de solicitudes de IVE según tipo de población y gestación  $\geq 6 <$  de 12 semanas. Período 1998-2002

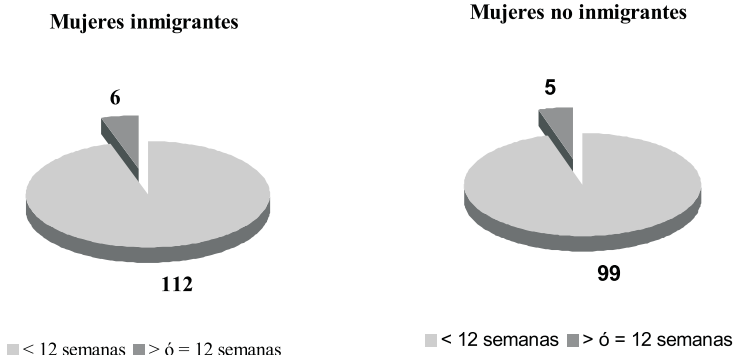
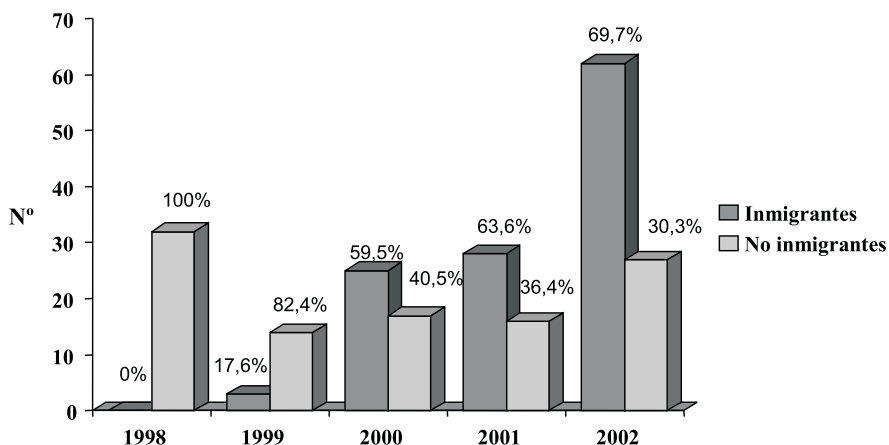


Figura 3

Número de solicitudes de IVE según tipo de población. Período 1998-2002



81,6 (figura 4). Con diferencias estadísticamente significativas entre riesgo de solicitar IVE en población inmigrante respecto a la autóctona, oscilando el RR de 66,45 (IC95%: 36,11-122,28) en el año 2001, a 292,8 (IC95%: 91,12-940,9) en el 1999 (tabla 2).

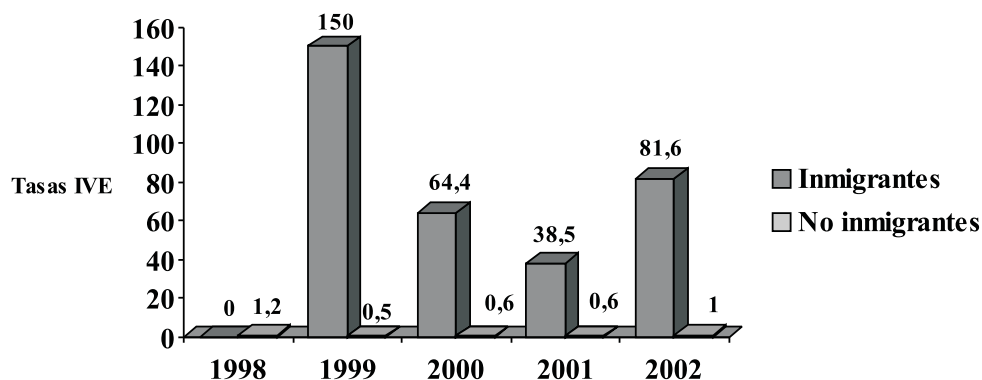
### DISCUSIÓN

En el período estudiado se ha encontrado un aumento paulatino de solicitudes de IVE,

con mayor número en el año 2002; esto se ha reflejado en un aumento de las tasas en el mismo período. Sin embargo, éstas son menores a las nacionales y a las de Andalucía y aún más bajas que las registradas por otras Comunidades, como Madrid y Cataluña<sup>9,16,17</sup>. Esta diferencia de tasas podría estar de alguna forma influida por dos aspectos: por un lado porque de los tres supuestos que contempla la legislación no se han cuantificado los abortos debidos a malformaciones, ya que éstos se gestionan y realizan en el hospital de Huércal-Overa y no se transmite

Figura 4

Tasas de IVE por 1000 mujeres de 15 a 49 años, según población. Período 1998-2002



Cálculo de tasas por 1000 mujeres de 15 a 49 años. En población no inmigrante se han utilizado datos de Proyección de población por ámbitos subregionales (IEA): 27164 en 1998, 27338 en 1999, 27451 en 2000, 27606 en 2001 y 27697 en 2002; y en las mujeres inmigrantes Tarjetas de Reconocimiento Temporal: 0 en 1998, 20 en 1999, 388 en 2000, 728 en 2001 y 760 en 2002.

Tabla 2

Riesgo relativo de solicitar IVE de la población inmigrante respecto a la autóctona

Año	RR	IC <sub>95%</sub>	p
1998*	---	---	---
1999	292,8	91,12-940,9	< 0,001
2000	104,04	56,65- 191,09	< 0,001
2001	66,45	36,11-122,28	< 0,001
2002	83,68	53,57-130,74	< 0,001

\* Al no registrarse ningún caso de aborto en población inmigrante no se ha podido calcular el RR.  
RR: Riesgo Relativo; IC: Intervalo de Confianza; p: significación estadística.

esta información al distrito; además es difícil estimar su número porque en dicho hospital se realizan las IVE por malformaciones no sólo de este área sino de toda la provincia de Almería. El segundo aspecto que explicaría estas bajas tasas sería que la zona analizada es rural, hábitat en el que en general se realizan menos IVE que en las áreas urbanas y es posible que algunas mujeres, sobre todo autóctonas, acudan a clínicas privadas sin pasar por el médico de familia.

Destaca, no obstante, la tendencia al aumento de las tasas a lo largo del período de estudio, similar a la que se está registrando en Andalucía, Cataluña, Madrid, Murcia y a la media global en España<sup>9,16,17</sup>, aunque distinta a la que siguen otros países como algunos de los nórdicos, en los que se ha registrado una disminución general del aborto<sup>6</sup>.

Se ha detectado un mayor número de solicitudes de IVE en mujeres inmigrantes, con

tasas superiores a las de mujeres autóctonas. En nuestra zona se ha producido un aumento de esta población desde el año 1999 y algunos autores han indicado que la situación de inmigrante es factor de riesgo para sufrir abortos inducidos<sup>10-12</sup>. Este hecho podría explicarse por las dificultades que conlleva ser inmigrante y por la situación en los países de procedencia, en los que se ha descrito un aumento de embarazos no deseados, entre otros motivos a causa de la falta de conocimiento y disponibilidad de métodos anticonceptivos, desigualdades sociales y demográficas en la salud de las mujeres, etcétera<sup>2-5</sup>. Estos datos no se han podido comparar con los nacionales ni con los de las Comunidades Autónomas, ya que la variable inmigración no se recoge en el documento de solicitud de IVE ni en el cuestionario que posteriormente cumplimentan las clínicas concertadas. Los aspectos comentados anteriormente junto con la forma de cuantificar IVE en mujeres inmigrantes, así como el método utilizado para estimar el tamaño de dicha población, podría conllevar algún sesgo y limitar los resultados del estudio, pero esta valoración puede acercarnos a la realidad de una situación que hasta ahora no está cuantificada y que permitiría realizar los abordajes oportunos. Así mismo, dada la fuente de información utilizada en este trabajo, no se han podido conocer aspectos socio-culturales, económicos o sanitarios que pueden influir en la solicitud de IVE, lo que abriría otras posibilidades para futuros estudios.

En la mayoría de los casos la IVE se ha solicitado con menos de 12 semanas de gestación, datos similares al resto de Comunidades Autónomas y a la media nacional que oscilan alrededor de un 90% de mujeres<sup>9,16,17</sup>. El mayor número de casos se ha producido en el grupo de edad de 20 a 24 años en ambos tipos de población, coincidiendo también con otros registros oficiales<sup>9,16,17</sup>. En el grupo de 15 a 19 años, hay menor número de solicitudes y de éstas la mayoría correspondieron a población autóctona, lo que podría estar influido por el hecho de que en la mayoría de los países el

aborto de adolescentes está limitado por restricciones de tipo legal y en muchos, entre ellos España, se requiere el consentimiento de los padres. En Islandia<sup>6</sup> y en algunos países de Latinoamérica y Caribe son frecuentes los abortos en las adolescentes<sup>4</sup>. No se han podido calcular las tasas por grupos de edad por no disponer de este dato para mujeres inmigrantes.

Con respecto a la incidencia de aborto la situación en Europa es muy variable, influyendo factores culturales, económicos, religiosos y legales. Algunos autores indican que las diferencias pueden ser debidas a distinta disponibilidad y uso de anticonceptivos<sup>3</sup> y que el aumento de su utilización resulta en una menor incidencia del aborto en lugares con fecundidad constante<sup>18</sup>. En la actualidad el aborto quirúrgico es el que se oferta de forma rutinaria<sup>19</sup>. En España, a raíz de la despenalización parcial en el año 1985, se redujeron las desigualdades que implicaba carecer de acceso a esta prestación<sup>20</sup>. En nuestro distrito hasta el año 2001 las IVE se realizaban en dos clínicas concertadas, una en Málaga y otra en Sevilla. El cambio de concierto a la clínica de Almería supuso una disminución de las desigualdades debidas a barreras geográficas, muy importante en nuestra zona, ya que se trata de un distrito sanitario rural del norte de la provincia, con grandes dificultades en los medios de transporte, sobre todo para las mujeres inmigrantes que en muchos casos tenían que desplazarse en autobuses que quedaban lejos del municipio donde vivían.

Hay distintos medios que pueden evitar los embarazos no deseados. En la actualidad los anticonceptivos de emergencia suponen un importante avance para ello y su uso está extendido en muchos países<sup>8,21-24</sup>. En la Comunidad Autónoma Andaluza se ofertó su uso a partir del año 2001, sobre todo para adolescentes. Sería conveniente en próximos estudios, relacionar la utilización de dicho método con una posible disminución del aborto.

A raíz de estos resultados se iniciaron actuaciones con los profesionales de la zona. En primer lugar, se presentaron los datos a los directivos de las Zonas Básicas de Salud en una Comisión de Dirección en la que se planteó la necesidad de readaptar el programa de planificación familiar a las nuevas necesidades de la población; se discutió la posibilidad de preguntar a la mujer inmigrante en su primera visita al centro sanitario sobre uso de anticonceptivos. Posteriormente se dio a conocer esta información a todos los profesionales que participan en la Red de Vigilancia Epidemiológica, a través del boletín epidemiológico que se elabora entre distrito y hospital, con el fin de que los profesionales pudieran utilizar esta información en la orientación a la mujer, evitando circunstancias y riesgos no deseados y en la medida de lo posible la necesidad de recurrir a la IVE.

## BIBLIOGRAFÍA

1. Hwang AC, Stewart FH. Family planning in the balance. *Am J Public Health* 2004; 94: 15-18.
2. Goicolea I. Exploring women's needs in an Amazon region of Ecuador. *Reprod Health Matters* 2001; 9: 193-202.
3. Pinter B. Medico-legal aspects of abortion in Europe. *Eur J Contracept Reprod Health Care* 2002; 7: 15-19.
4. Langer A. Unwanted pregnancy: impact on health and society in Latin America and the Caribbean. *Rev Panam Salud Publica* 2002; 11: 192-204.
5. Kalediene R, Nadisauskiene R. Women's health, changes and challenges in health policy development in Lithuania. *Reprod Health Matters* 2002; 10: 117-126.
6. Knudsen LB, Gissler M, Bender SS, Hedberg C, Ollendorff U, Sundstrom K et al. Induced abortion in the Nordic countries: special emphasis on young women. *Acta Obstet Gynecol Scand* 2003; 82: 257-268.
7. Xinh TT, Binh PT, Phuong VH, Goto A. Counseling about contraception among repeated aborters in Ho Chi Minh City, Vietnam. *Health Care Women Int* 2004; 25: 20-39.
8. Heimbürger A, Gras C, Guedes A. Expanding access to emergency contraception: the case of Brazil and Colombia. *Reprod Health Matters* 2003; 11: 150-160.
9. Interrupción Voluntaria del Embarazo. Andalucía, 2001-2002. Evolución de la Incidencia de IVE 2001-2002. Distribución de las IVE en los Distritos Sanitarios 2001 (Datos 2002 Provisionales). Sevilla: Consejería de Salud. Junta de Andalucía 2004.
10. Lamur HE. Characteristics of Caribbean-born women having abortions in an Amsterdam clinic. *Genus* 1993; 49: 135-145.
11. Newell A, Sullivan A, Halai R, Boag F. Sexually transmitted diseases, cervical cytology and contraception in immigrants and refugees from the former Yugoslavia. *Venereology* 1998; 11: 25-27.
12. Helstrom L, Odland V, Zatterstrom C, Johansson M, Granath F, Correia N et al. Abortion rate and contraceptive practices in immigrant and native women in Sweden. *Scand J Public Health* 2003; 31: 405-410.
13. Orden de 16 de junio de 1986 sobre estadísticas e información epidemiológica de las interrupciones voluntarias del embarazo realizadas conforme a la Ley Orgánica 9/1985, de 5 de julio (BOE de 3 de julio de 1986).
14. Ley Orgánica 9/1985, de 5 de julio, de Reforma del artículo 417 bis del Código Penal (BOE de 12 de julio de 1985).
15. Convenio de colaboración en materia de Salud Pública para el colectivo de inmigrantes, suscrito el 19 de marzo de 1999 entre la Consejería de Salud de la Junta de Andalucía y la Federación Andalucía Acoge, la Asociación Médicos del Mundo, la Cruz Roja Española de Andalucía y la Fundación Progreso y Salud.
16. Interrupción Voluntaria del Embarazo: Datos definitivos correspondientes al año 2001. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo, 2002.
17. Interrupción Voluntaria del Embarazo: Datos definitivos correspondientes al año 2002. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo, 2004.
18. Marston C, Cleland J. Relationships between contraception and abortion: a review of the evidence. *Int Fam Plan Perspect* 2003; 29: 6-13.
19. Murthy A, Creinin MD. Pharmacoeconomics of medical abortion: a review of cost in the United

- States, Europe and Asia. *Expert Opin Pharmacother* 2003; 4: 503-513.
20. Peiro R, Colomer C, Alvarez-Dardet C, Ashton JR. Does the liberalisation of abortion laws increase the number of abortions? The case estudy of Spain. *Eur J Public Health* 2001; 11: 190-194.
21. Díaz-Olavarrieta C, Turner AN, Ellertson C, Helzner JF, Ezcurra E. Policy climate, scholarship, and provision of emergency contraception at affiliates of the International Planned Parenthood Federation in Latin America and the Caribbean. *Contraception* 2002; 65: 143-149.
22. Grimes DA, Raymond EG. Emergency contraception. *Ann Intern Med* 2002; 137: 180-189.
23. Nelson R. Emergency contraception kept as prescription only in USA. *The Lancet* 2004; 363: 1707.
24. Robert Steinbrook MD. Waiting for Plan B-The FDA and Nonprescription Use of Emergency Contraception. *N Engl J Med* 2004; 350: 2327-29.

**RESEÑA BIBLIOGRÁFICA****ATENCIÓN COMUNITARIA A PERSONAS CON TRASTORNOS PSICÓTICOS**

Edita: Organización Panamericana de la Salud  
ISBN: 92 75 31601 5  
Número de páginas: 152  
Año 2005

Según el Informe sobre la Salud en el Mundo de 2001, la salud mental es tan importante como la salud física para el bienestar general de los individuos, las sociedades y los países. Pese a ello, solamente una pequeña minoría de los aproximadamente 450 millones de personas que padecen un trastorno mental o del comportamiento está en tratamiento.

Se estima que América Latina y el Caribe se concentra el 10.5% del total mundial de la carga de morbilidad debido a trastornos mentales y que, en general, la orientación de los servicios disponibles es inadecuada y la calidad de la atención brindada es deficiente. Por ello, y teniendo en cuenta el impacto del sufrimiento social y económico que tienen los trastornos mentales en la Región es necesario que los países desarrollen y diseñen estrategias comunitarias para la atención de la salud mental.

Considerando la importante repercusión que tienen los trastornos mentales en la salud pública de los países de las Américas, la Organización Panamericana de la Salud presenta su nueva publicación, *Atención comunitaria a personas con trastornos psicóticos* con el objetivo de ofrecer a los países de la Región un documento de referencia que per-



mita optimizar y orientar los programas nacionales de atención comunitaria a personas con trastornos mentales, entre ellos, las psicosis.

Este libro presenta trece guías operativas, cuyo propósito es desarrollar programas de atención comunitaria a personas con trastornos psicóticos que puedan ser integrados a los planes nacionales de salud mental. La

primera parte de esta obra presenta las bases epidemiológicas y científicas del problema de salud mental, así como los objetivos y las estrategias utilizadas en la formulación de los programas de atención comunitaria a personas que padecen de trastornos mentales. La segunda parte la constituyen las guías operativas, en las que se plantean recomendaciones y acciones para desarrollar mejores programas de atención comunitaria en el marco de la salud mental. Estas guías operativas han de interpretarse como un «menú guía» del que cada país puede tomar lo más relevante y aplicable, según su realidad, necesidades y prioridades.

Esta obra será de gran utilidad para los responsables de formular políticas de atención comunitaria de salud mental, médicos responsables de las unidades de salud mental en las diversas instituciones de atención comunitaria de salud, psiquiatras, psicólogos, enfermeras, proveedores de atención comunitaria de salud mental, estudiantes de psicología, psiquiatría y salud pública, así como para una audiencia interesada en el área de salud mental y atención comunitaria.

Para obtener más información sobre esta publicación, por favor visitar <http://publications.paho.org/spanish/index.cfm>

**RESEÑA BIBLIOGRÁFICA****MEJOREMOS LA SALUD A TODAS LAS EDADES  
UN MANUAL PARA EL CAMBIO DE COMPORTAMIENTO**

Edita: Organización Panamericana de la Salud  
ISBN: 92 75 31590 6  
Número de páginas: 390  
Año 2005

Mejoremos la salud a todas las edades. Un manual para contribuir al cambio del comportamiento es una guía única para ayudar a las comunidades en su lucha por reducir las enfermedades, las discapacidades y la muerte prematura a través de todo el ciclo de vida. El libro combina estrategias de prevención con principios y métodos prácticos de la ciencia conductual, lo cual lo hace un manual ideal para planificar y poner en práctica programas de salud locales y regionales.

El autor, C. David Jenkins, es un trabajador de salud, investigador y profesor de medicina preventiva y salud comunitaria, epidemiología y psiquiatría de renombre internacional. Ha sido consultor de la Organización Mundial de la Salud, la Organización Panamericana de la Salud y otros organismos internacionales.

Esta publicación ha despertado especial interés en los programas de medicina familiar en los países de América Latina y en Estados Unidos. Todo trabajador de salud encontrará en este Manual una herramienta esencial. Será especialmente útil en la batalla



contra la amenaza creciente de las enfermedades degenerativas crónicas, las enfermedades relacionadas con el modo de vida, la depresión grave, las lesiones y la violencia.