

Revista Española de Salud Pública



VOLUMEN 84

NÚMERO 1

ENERO-FEBRERO 2010

EDITORIAL

Equidad en salud: Un reto para Europa. **I Hernández Aguado. 1**

COLABORACIÓN ESPECIAL

Innovando en salud pública: monitorización de los determinantes sociales de la salud y reducción de las desigualdades en salud. Una prioridad para la Presidencia española de la Unión Europea en 2010. **A Calvete Oliva, P Campos Esteban, D Catalán Matamoros, K Fernández de la Hoz, Z Herrador Ortiz, B Merino Merino, A Ramírez Fernández, M Santaolaya Cesteros e I Hernández Aguado. 3**

ORIGINALES

- Desigualdades en el desarrollo geopolítico de género en España, 1980-2005. Un determinante estructural de la salud. **M Carrasco-Portiño, MT Ruiz Cantero, J Fernández Sáez, V Clemente Gómez y V Roca Pérez. 13**
- Morbilidad psíquica, existencia de diagnóstico y consumo de psicofármacos. Diferencias por Comunidades Autónomas según la encuesta nacional de salud de 2006. **I Ricci Cabello, I Ruiz Pérez, J Plazaola Castaño e I Montero Piñar. 29**
- Comparación de los métodos actuales de cribado prenatal del síndrome de Down. **C Hörmansdörfer, A Corral, A Scharf, B Vaske, P Hillemanns y P Schmidt. 43**

ORIGINALES BREVES

- Mortalidad por cáncer de mama. Evolución en España y sus Comunidades Autónomas durante el período 1980-2005. **C Vidal Lancis, JM Martínez-Sánchez, M Mateos Mazón y M Peris Tuser. 53**
- Duración de los episodios de incapacidad temporal por contingencia común según regiones sanitarias en Cataluña. **Torá Rocamora, JM Martínez Martínez, J Delclos Clanchet, J Jardí Lliberia, C Alberti Casas, C Serra Pujadas, A Manzanera López y FG. Benavides. 61**
- Evaluación de una estrategia para el control de la tuberculosis en un distrito sanitario de Andalucía. **A Luna Sánchez, B Romero Romero, S Expósito García y A María Mata Martín. 71**

RESEÑA BIBLIOGRÁFICA

Análisis sociológico del sistema de discursos. **F Conde Gutiérrez del Álamo. 79**

VERSIÓN EN INGLÉS

NORMAS DE PUBLICACIÓN

EDITORIAL**EQUIDAD EN SALUD: UN RETO PARA EUROPA****Ildefonso Hernández Aguado**

Dirección General de Salud Pública y Sanidad Exterior. Ministerio de Sanidad y Política Social. Madrid

Hemos comprobado que ideas clave para la mejora de la salud de las poblaciones, como las de Thomas McKeown o las de Geoffrey Rose, se difunden muy lentamente¹. Así mismo, la puesta en práctica en los servicios de salud de ideas conformadas en el campo de la salud pública es tarda y difícil. Por ejemplo, y aunque en su día fuesen momentáneamente atractivas para el conjunto del sistema tanto las ideas sobre la organización de unos servicios sanitarios orientados hacia la promoción y la prevención, como las de unos servicios sanitarios guiados por los resultados en salud², los intentos de aplicarlas se quedaron en intenciones o pasaron casi desapercibidos por los grupos dirigentes de los servicios de salud, más interesados en resolver los problemas más inmediatos. En España esto ha sido así a pesar de que algunos de estos principios se plasmasen en la norma fundamental de nuestro sistema de salud³. No obstante, las distintas aproximaciones realizadas han tenido éxitos parciales, y hoy la posición y el prestigio de la salud pública permiten afrontar nuevos retos.

Uno de ellos es ampliar su alcance para influir y actuar más allá de los servicios sanitarios, y conseguir que la equidad y la salud se sitúen en el corazón de otras políticas además de la sanitaria. El conocimiento actual muestra que nuestra salud viene perfilada por los determinantes sociales en su

sentido más amplio, y que por ello, las ganancias en salud se consiguen modificando en el sentido apropiado las políticas educativas, sociales, ambientales, económicas, laborales, etc. El sentido apropiado incluye la reducción constante de las desigualdades y del gradiente social en salud. La equidad efectiva es consustancial a la salud pública y no es posible mejorar la salud de la población en su conjunto si no hay equidad. No es sólo un requisito ético, lo que es primordial, sino además una necesidad práctica, ya que las sociedades cuyas políticas han tendido a la equidad obtienen un mayor rendimiento en todos los sentidos.

Así pues, se afronta un reto de mayor alcance que imbuir de los principios de la salud pública a los servicios sanitarios y que desarrollar las acciones propias de los servicios de salud pública. Se trata de ir más allá del campo sanitario para persuadir a otros ámbitos políticos a que orienten sus acciones hacia ganancias en salud y equidad. Todavía existen muchas barreras, aún no hemos ideado mecanismos estimulantes para que el trabajo intersectorial sea la opción preferible, ni procedimientos imaginativos para deshacer los cercados burocráticos y afrontar los problemas de formas coordinadas.

Pero hay soluciones. La salud pública tiene el prestigio suficiente para influir y con-

seguir que la salud suba peldaños en la agenda política. Además, cuenta con un desarrollo científico adecuado para que esta influencia parta de su mejor tradición: basar sus mejores acciones en una adecuada información. Ahí reside la intención de la propuesta española para la Presidencia Española de la Unión Europea (UE) en el primer semestre de 2010, en mostrar la necesidad de monitorizar no sólo los desenlaces de salud y las conductas individuales relacionadas, sino también los determinantes sociales de la salud como diana adecuada de las políticas públicas.

Pretendemos que los dirigentes sanitarios europeos trabajen para situar la salud y la equidad en la agenda del resto de las políticas europeas y de los Estados Miembros, mostrando que esta aproximación puede ser eficiente y sostenible, y que se pueden desarrollar sinergias y obtener co-beneficios intersectoriales.

Afortunadamente esta propuesta parte de antecedentes sólidos. El informe final de la Comisión Organización Mundial de la Salud para los Determinantes de la Salud «Subsanan las desigualdades en una generación»⁴ dirigido por Michael Marmot y publicado en Mayo del 2008, supuso un avance notable en la legitimación del estudio de las Desigualdades en Salud, y de las relaciones entre la política y la salud. Así mismo, la adopción de la resolución WHA 62.14 en la 62ª asamblea Mundial de la Salud supuso un claro llamamiento a los Estados Miembros para «Reducir las inequidades sanitarias actuando sobre los determinantes sociales de la salud»⁵.

En los últimos años, también en la UE se ha constituido un Grupo de Expertos en Determinantes Sociales y Desigualdades en Salud. Asimismo, las iniciativas particulares de varias Presidencias de la UE Bélgica 2001, Reino Unido 2005, Finlandia 2006 y Portugal 2007 han contribuido en los últimos años a la priorización y desarrollo de la equidad en salud en la agenda europea.

Recientemente, en Octubre de 2009, la Comisión Europea ha adoptado la Comunicación: «Solidaridad en materia de salud: reducción de las desigualdades en salud en la UE», lo que supone un gran avance hacia el compromiso de los Estados Miembros con la equidad en salud⁶.

La aportación española a la Presidencia Europea es sólo una pieza más de la acción necesariamente obstinada de la salud pública; nada está ganado y cada actuación sólo debe ser el preámbulo de las siguientes. Por ello, debemos seguir trabajando en todos los ámbitos de influencia potencial de la salud pública y abogar perseverantemente por la equidad y la salud de la población. En el seno de los propios servicios sanitarios hay espacios para ganar equidad efectiva consiguiendo mayor intensidad de servicios a quien más lo necesita.

BIBLIOGRAFÍA

1. Alvarez-Dardet C, Ruiz MT. Thomas McKeown and Archibald Cochrane: a journey through the diffusion of their ideas. *BMJ*. 1993 May 8; 3066887: 1252-5.
2. OMS 2000. Informe sobre la Salud en el Mundo 2000. Mejorar el desempeño de los Sistemas de Salud; http://www.who.int/whr/2000/en/whr00_es.pdf
3. Ley 14/1986, de 25 de abril, General de Sanidad. BOE del 29 de abril de 1986.
4. CSDH. Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health. Final Report of the Commission on Social Determinants of Health. Geneva: World Health Organization; 2008.
5. World Health Assembly World Health Assembly resolution WHA62.14 on Reducing health inequalities through action on social determinants of health. Geneva: World Health Organization; 2009.
6. European Commission. Communication from the commission to the European Parliament, the Council, the European Economic and Social Committee and the Committee of the Regions on «Solidarity in health: Reducing health inequalities in the EU». Brussels: European Commission; 2009.

COLABORACIÓN ESPECIAL**INNOVANDO EN SALUD PÚBLICA: MONITORIZACIÓN DE LOS DETERMINANTES SOCIALES DE LA SALUD Y REDUCCIÓN DE LAS DESIGUALDADES EN SALUD. UNA PRIORIDAD PARA LA PRESIDENCIA ESPAÑOLA DE LA UNIÓN EUROPEA EN 2010**

Antonio Calvete Oliva, Pilar Campos Esteban, Daniel Catalán Matamoros, Karoline Fernández de la Hoz, Zaida Herrador Ortiz, Begoña Merino Merino, Rosa Ramírez Fernández, María Santolaya Cesteros e Ildefonso Hernández Aguado

Dirección General de Salud Pública y Sanidad Exterior, Ministerio de Sanidad y Política Social.

RESUMEN

Actualmente uno de los principales retos para las sociedades, tanto desarrolladas como en vías de desarrollo, es disminuir las desigualdades en salud para conseguir una equidad efectiva. El Ministerio de Sanidad y Política Social, consciente de esta realidad y concededor de la importancia que las desigualdades en salud tienen en el desarrollo económico y social de un país, ha establecido como prioridad para la Presidencia española de la Unión Europea del primer semestre de 2010 la «Innovación en Salud Pública: monitorización de los determinantes sociales de la salud y reducción de las desigualdades en salud». Además, para esta legislatura también se ha marcado la reducción de las desigualdades como una prioridad y se está trabajando en el desarrollo de una estrategia nacional.

Al elegir esta prioridad para la Presidencia se pretende, por tanto, dar un nuevo impulso a la equidad en salud en la agenda política, tanto nacional como europea, en un momento en el que contamos con un nuevo escenario mundial más consciente del coste social y económico de la desigualdad, y de sus repercusiones en el bienestar y desarrollo de los países.

Palabras clave: Desigualdades en salud. Factores socioeconómicos. Unión Europea. Monitorización. Indicadores de salud. Sistemas de información.

ABSTRACT**Innovating in Public Health: Monitoring of Social Determinants of Health and Reduction of Health Inequities. A priority for Spanish Presidency of the European Union in 2010**

Tackling health inequalities to achieve health equity is currently one of the main challenges for developed and developing countries. Aware of this reality, and knowing how relevant for economic and social growth the inequalities in health are, the Spanish Ministry of Health and Social Policy has established «Innovation in Public Health: monitoring social determinants of health and reduction of health inequalities» as one of the priorities for the Spanish presidency of the European Union in the first semester of 2010. Furthermore, a national strategy to tackle health inequalities is being developed in the current political term.

By choosing this priority, the Spanish Ministry of Health and Social Policy aims to contribute to move forward a coherent and effective agenda at both European and national level, in a new world stage more aware of the social and economic expenditure of inequity in health and its repercussions on countries welfare and development.

Key words: Health Inequalities. Socioeconomic Factors. European Union. Monitoring. Health Status Indicators. Information systems.

Correspondencia:
Ildefonso Hernández Aguado
Director General de Salud Pública y Sanidad Exterior
Ministerio de Sanidad y Política Social.
Paseo de Prado, 18-20
28071 Madrid

INTRODUCCIÓN

Una de las prioridades del Ministerio de Sanidad y Política Social (MSPS) para la Presidencia española de la Unión Europea (UE) en el 2010 es la «Innovación en salud pública: monitorización de los determinantes sociales de la salud y reducción de las desigualdades en salud». Alcanzar la equidad en salud actuando sobre los determinantes sociales de la salud es además en la actualidad una prioridad en la agenda internacional para instituciones como la Unión Europea, la Organización Mundial de la Salud (OMS), la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) y las Naciones Unidas (ONU) entre otras, constituyendo un reto para la salud pública por su carácter multisectorial e innovador. Para avanzar hacia la equidad en salud, los sistemas de monitorización se han mostrado esenciales en la mejora del conocimiento que poseemos sobre los determinantes sociales de la salud (DSS), ayudando a redefinir y reorientar las políticas públicas para alcanzar la equidad.

Según la OMS, las desigualdades en salud son «las diferencias en materia de salud que son innecesarias, evitables e injustas»¹, lo que se traduce en las diferencias de oportunidades y recursos relacionados con la salud que tienen las personas en función de determinantes tales como la clase social, el sexo, el territorio o la etnia. Numerosos estudios científicos han demostrado que las desigualdades en salud son responsables de un exceso de mortalidad y de morbilidad en mayor medida que muchos de los factores de riesgo de enfermar conocidos². En la Unión Europea, a pesar de las mejoras logradas en la salud de la población durante las últimas décadas, siguen existiendo diferencias entre los Estados miembros y dentro de los mismos, habiéndose demostrado la existencia de un gradiente social al analizar, entre otros indicadores, la esperanza de vida, la exposición a riesgos para la salud o los niveles de morbilidad^{3,4}. Además, existen indicios de

que estas desigualdades están aumentando, en parte debido al contexto internacional actual de crisis económica⁵.

ANTECEDENTES

Unión Europea

Aunque existían importantes iniciativas en salud a nivel europeo antes del Tratado de la Unión Europea, también conocido como de Maastricht (1992), éste supuso un hito para la salud pública al incorporar competencias específicas en la agenda política de la UE. El Tratado de Ámsterdam, que entró en vigor en 1999, vino a fortalecer el rol de la Unión Europea en salud, creando una base legal para la armonización de la legislación de los Estados miembros en temas como la calidad y seguridad de la sangre y los órganos y tejidos humanos. El Tratado de Lisboa, en vigor desde el 1 de diciembre de 2009, se diseñó para mejorar el funcionamiento de la UE mediante la modificación del Tratado de la Unión Europea y el Tratado Constitutivo de la Comunidad Europea (Roma, 2004). El Tratado de Lisboa permite que las instituciones de la UE adopten medidas obligatorias para los Estados miembros en tres ámbitos concretos y sólo medidas de fomento para proteger la salud pública en todos los demás. Y, en todo caso, respetando las responsabilidades de los Estados miembros tanto en la definición de su política de salud como en la organización y prestación de servicios sanitarios⁶.

La acción de la Unión Europea para reducir las desigualdades en salud forma parte desde hace más de diez años de la Estrategia sanitaria de la Comunidad Europea, uno de cuyos documentos clave es el Libro Blanco «Juntos por la salud: un planteamiento estratégico para la UE»⁷, que se apoya en las Conclusiones del Consejo sobre los valores y principios comunes de los sistemas sanitarios de la UE⁸.

Durante la última década la Comisión Europea, el Consejo y el Parlamento Euro-

peo han desempeñado un papel esencial en la consolidación de la equidad en salud en la agenda política de la UE. Este compromiso político ha sido esencial para poder avanzar en equidad en salud y se ha puesto de manifiesto tanto en el Programa de Acción Comunitaria en el Ámbito de la Salud Pública (2003-2008)⁹ como en el segundo Programa de acción comunitaria en el ámbito de la salud (2008-2013)¹⁰. Ambos Programas fueron adoptados mediante Decisión por el Parlamento Europeo y el Consejo y entre sus principales objetivos contemplan la reducción de las desigualdades en salud.

Uno de los mayores logros del Programa de Salud Pública de la UE ha sido avanzar en la recopilación de información y la monitorización de datos. Asimismo, dentro del Programa se contempla la financiación de proyectos que contribuyan a los objetivos del mismo como es el caso, entre otros, de *DETERMINE*¹¹, una iniciativa que busca fomentar la acción para abordar los determinantes sociales y económicos de la salud y avanzar hacia la equidad en salud en la UE y los Estados miembros, o *PROGRESS*, el programa de empleo y solidaridad social que contribuye a través de fondos al desarrollo de actividades relacionadas con la equidad en salud. Por otro lado, con el fin de facilitar el intercambio de buenas prácticas en la reducción de las desigualdades en salud, en 2006 la UE creó un Grupo de Expertos en Determinantes Sociales y Desigualdades en Salud a nivel europeo.

Recientemente, en Octubre de 2009, la Comisión Europea ha adoptado la Comunicación: «Solidaridad en materia de salud: reducción de las desigualdades en salud en la UE»¹², lo que supone un gran avance hacia el compromiso con la equidad en salud.

Las iniciativas particulares de varias Presidencias de la UE también han contribuido a la priorización y desarrollo de la equidad en salud en la agenda europea. El tema de los DSS se introdujo ya en el año 2000 con moti-

vo de la Presidencia europea de Portugal¹³. Otras Presidencias de la UE han tratado de manera específica las desigualdades en salud: Bélgica 2001, Reino Unido 2005, Finlandia 2006 y Portugal 2007. Durante la presidencia de Reino Unido se celebró la Cumbre *Tackling Health Inequalities-Governing for Health*, que se basaba en dos documentos realizados por expertos^{14,15}. En uno de ellos, *Health Inequalities: Europe in Profile*, el profesor Johan P. Mackenbach ofrecía una imagen del estado de las desigualdades en salud en Europa. En este documento además se hacían propuestas políticas y se señalaban los retos actuales para los Estados miembros de la UE. Por su parte, la Presidencia de Finlandia en 2006 destacó el papel de la «Salud en todas las políticas» (*Health in All Policies, HiAP*)¹⁶ y la importancia de tratar la salud poblacional de manera transversal e intersectorial, considerándola como una fuente de riqueza para un país. Otras presidencias han tratado la equidad en salud centrándose en las necesidades de grupos de población vulnerables, como en la portuguesa de 2007, durante la que se trató el riesgo de exclusión social de la población migrante y la importancia que tienen la salud, los DSS y los sistemas sanitarios como medios para la integración y el bienestar social.

ORGANIZACIÓN MUNDIAL DE LA SALUD

En lo que respecta a la OMS, la Región Europea ha encabezado a nivel mundial la defensa de políticas de promoción de la equidad en los últimos veinte años. En 2003 la OMS reafirmó su compromiso con la creación en Venecia de la Oficina Europea de la OMS para la Inversión en Salud y Desarrollo (Oficina de la OMS en Venecia), cuyo trabajo se centra específicamente en los determinantes sociales de la salud y en lo que pueden hacer los Estados miembros en pro de la equidad.

En 2006 el Director Regional de la OMS para Europa anunció que una de las seis

directrices estratégicas de la Oficina Regional en su plan de trabajo a largo plazo hasta el año 2020 sería la prestación de apoyo para reducir las desigualdades en salud.

En agosto de 2008 se presentó el Informe Mundial sobre determinantes sociales de la salud «Subsanar las desigualdades en una generación» (*Closing the gap in a generation*), realizado por la Comisión de Determinantes Sociales de la Salud de la OMS a lo largo de más de tres años, y en el que han participado cientos de expertos mundiales de todos los sectores de actividad. Esta Comisión ha sido presidida por sir Michael Marmot. Este informe se presentó en el Ministerio de Sanidad y Política Social el 28 de Mayo de 2009, siendo España el séptimo país del mundo en presentarlo. El evento lo presidió la Ministra D^a Trinidad Jiménez junto con Sir Michael Marmot y el ex-presidente de Chile Ricardo Lagos, creándose una mesa de debate junto con importantes responsables políticos y expertos del país, la Comisión Europea, la OMS y otros organismos relacionados. Durante esta jornada D^a Trinidad Jiménez anunció, por primera vez, que la monitorización de los DSS y la reducción de las desigualdades sería una de las prioridades de la Presidencia española en la UE. Toda la información relacionada con este evento se encuentra disponible en la web del MSPS².

Finalmente, destacar que en la 62^a Asamblea Mundial de la Salud, que tuvo lugar en mayo del 2009, fue adoptada la Resolución WHA.62.14: «Reducir las desigualdades sanitarias actuando sobre los determinantes sociales de la salud»¹⁷.

ESPAÑA: TRABAJO NACIONAL EN EQUIDAD EN SALUD

En España se viene trabajando desde hace años en la reducción de las desigualdades sociales en salud. Ya en 1993 el Ministerio de Sanidad y Consumo nombró una Comisión Científica de Estudios de las Desigualdades

Sociales en Salud que tenía la responsabilidad de documentar y analizar las desigualdades en salud en España y recomendar cómo mejorar la salud de la población a través de políticas públicas orientadas a la equidad. Esta comisión publicó en 1996 el primer informe nacional sobre desigualdades en salud en España¹⁸ que fue presentado al parlamento. Ese mismo año hubo un cambio de gobierno tras las elecciones generales que generó otro tipo de prioridades. A pesar de ello se siguió avanzando en el conocimiento de las desigualdades en salud tanto en Universidades como en Escuelas de Salud Pública y a nivel estatal con el desarrollo de Planes Nacionales en diferentes áreas en los que se tuvieron en cuenta los determinantes sociales de la salud (inclusión social, empleo, Plan de Ciudadanía e Integración, Plan de Desarrollo Gitano y Estrategia de Equidad en salud en la Comunidad Gitana, entre otros) y en la Ley 16/2003 de Cohesión y Calidad del Sistema Nacional de Salud y el Plan de Calidad del Sistema Nacional de Salud, que contemplan la equidad como eje transversal.

En noviembre del 2008 el MSPS constituyó un grupo multidisciplinar (Comisión Nacional de Desigualdades en Salud), con el objetivo concreto de elaborar una propuesta de intervenciones a corto, medio y largo plazo para disminuir las desigualdades en salud en España, basándose en el conocimiento existente sobre este tema tanto en nuestro país como en otros. El plan de trabajo de la Comisión responde a los siguientes objetivos:

- Conocer y presentar el marco conceptual de las desigualdades.
- Revisar las políticas existentes sobre desigualdades en salud tanto a nivel europeo como nacional.
- Desarrollar una Propuesta de Intervenciones para reducir las desigualdades en salud.
- Identificar áreas en las que se puedan desarrollar Planes de Acción concretos

que contribuyan a la reducción de las desigualdades.

Actualmente disponemos de una serie de recomendaciones para la intervención política agrupadas en seis grandes apartados según el marco conceptual de las desigualdades sociales en salud de la Comisión de Desigualdades en Salud de la OMS: la distribución del poder, la riqueza y los recursos, la perspectiva internacional, las condiciones de vida y de trabajo cotidianas a lo largo del ciclo vital, los entornos favorecedores de la salud, los servicios sanitarios, y la vigilancia, investigación y docencia. Se han propuesto un total de 152 intervenciones a corto, medio y largo plazo, de las cuales se han priorizado 52 que son específicas del sector salud. El resto de las propuestas afectan a otros sectores, lo que implica la necesidad de mejorar nuestra capacidad de negociación de cara a las políticas públicas de sectores como educación, vivienda, asuntos sociales, empleo, etcétera, para conseguir la equidad desde un enfoque de equidad en salud en todas las políticas. El trabajo realizado por la Comisión Nacional de Desigualdades en Salud será presentado en la Conferencia de Expertos de nuestra Presidencia.

La Presidencia española de la UE es una de las tres últimas Presidencias que serán asumidas por un Estado miembro antes del cambio institucional que se establece por el nuevo Tratado de Lisboa, lo que la convierte en un marco temporal y estratégico único. El MSPS quiere aprovechar esta oportunidad para planificar el nuevo ciclo político iniciado con dicho tratado, siendo uno de sus objetivos más importantes profundizar en el segundo Programa de Acción Comunitaria en el Ámbito de la Salud, específicamente en las desigualdades en salud y monitorización de los DSS.

OBJETIVOS

El objetivo general de la prioridad para la Presidencia española de la UE «Innovación

en salud pública: monitorización de los determinantes sociales de la salud y reducción de las desigualdades en salud» es impulsar, en las agendas políticas nacional y europea, la equidad en salud y evidenciar la importancia que tiene disponer de indicadores que nos permitan conocer qué resultados en salud tienen las políticas sanitarias o de otros sectores, para poder reorientarlas hacia la equidad en salud, ya que las desigualdades en salud no son sólo producto de las actuaciones del sistema sanitario, sino que son también producto de otras condiciones y circunstancias que son responsabilidad de otros sectores y que modelan la salud de las diferentes poblaciones. Los objetivos específicos son:

- a. Contribuir al avance de una agenda de la UE coherente y eficaz en la reducción de las desigualdades.
- b. Contribuir a la innovación en salud pública mediante el impulso de la monitorización de los DSS.
- c. Facilitar el intercambio de experiencias entre los Estados miembros para promover la implementación de Estrategias Nacionales que aborden las desigualdades.
- d. Contribuir al progreso hacia los Objetivos de Desarrollo del Milenio.
- e. Reforzar y dar visibilidad al trabajo internacional realizado anteriormente por la Comisión Europea, las Presidencias previas de la UE, la Organización Mundial de la Salud, etc.

CONTENIDOS

Con el propósito ya mencionado de avanzar hacia una agenda internacional coherente y eficaz en la disminución de desigualdades en salud y la monitorización de los DSS, la Presidencia española ha organizado una

agenda de eventos para que los responsables políticos y los expertos técnicos debatan e intercambien opiniones desde una perspectiva intersectorial.

Un grupo de expertos nacionales e internacionales componen el Comité Asesor, grupo que ofrece orientación y apoyo estratégico al MSPS durante la preparación y el desarrollo de la Presidencia española de la UE, así como asesoramiento para las actividades y eventos que se lleven a cabo durante estos meses. La coordinación general del trabajo se realiza a través de un Comité Técnico compuesto por miembros del MSPS, la Comisión Europea y la Organización Mundial de la Salud.

ACTIVIDADES PREVISTAS DURANTE LA PRESIDENCIA ESPAÑOLA

1.. Informe de análisis de la situación de la monitorización de los determinantes sociales de la salud y de la reducción de las desigualdades en salud en la UE

La Dirección General de Salud Pública y Sanidad Exterior del MSPS, a través del Comité Técnico, ha comisionado a un grupo de expertos para la realización de un informe de apoyo a esta prioridad que será debatido en la Conferencia Técnica. Este informe revisa el trabajo realizado sobre monitorización de los DSS y sobre las desigualdades en salud a nivel nacional e internacional, para exponer una serie de consideraciones sobre los siguientes pasos que han de darse para progresar en este área. La primera parte del documento revisa los sistemas de monitorización actuales que mantienen un enfoque de equidad en salud, y la validez que presentan para reunir, recopilar y difundir de forma rutinaria información sobre salud, desigualdades en salud y determinantes de la salud de un modo coherente. Contempla temas metodológicos como la desagregación de datos,

las encuestas de salud de la UE, la selección de objetivos e indicadores de resultados, la evaluación del impacto en salud orientada a la equidad o la evaluación del impacto en salud de las políticas públicas. Una segunda sección de esta primera parte desarrolla en profundidad tres áreas clave en las desigualdades en salud: (i) infancia, (ii) empleo y condiciones laborales, y (iii) grupos vulnerables. A pesar de la atención específica prestada a estas áreas temáticas por su trascendencia en el contexto actual, es importante recordar que el estudio actual de las desigualdades en salud se centra en la existencia de un gradiente social, redirigiendo las intervenciones al desarrollo del máximo potencial de salud para toda la población³. La parte II del documento se centra en aspectos relacionados con el papel de la UE en la monitorización de los determinantes sociales y la reducción de las desigualdades en salud a nivel mundial y reflexiona acerca de cómo influyen las políticas de la Unión Europea en la salud global.

2. Reunión del Chief Medical Officers de 2010

La reducción de las desigualdades en salud y la monitorización de los determinantes sociales de la salud se debatieron durante la *Reunión de Chief Medical Officers de 2010*, organizada bajo la Presidencia española para el mes de febrero en Cáceres. Esta reunión congregó a personalidades sanitarias del más alto nivel de todos los Estados miembros de la UE.

3. Conferencia de Expertos sobre la Monitorización de los Determinantes Sociales de la Salud y la Reducción de las Desigualdades en Salud en la UE

Alrededor de 300 expertos de los Estados miembros de la UE y de los países candida-

tos a la UE participarán en esta conferencia, que tendrá lugar en Madrid el 21 de abril. Desde un punto de vista técnico, las sesiones abordarán los siguientes objetivos específicos:

- a. Evidenciar la importancia de la monitorización de los DSS, el progreso realizado, y las diferencias existentes.
- b. Identificar las posibles áreas de futuro trabajo en el ámbito nacional y de la UE.
- c. Debatir los indicadores propuestos para las desigualdades en salud.
- d. Mejorar y facilitar a los Estados miembros de la UE los medios para comparar e intercambiar buenas prácticas y motivar acciones conjuntas entre los países.
- f. Analizar el papel que la UE tiene a nivel mundial en la reducción de las desigualdades en salud y la monitorización de los determinantes sociales de la salud. Se tratará de impulsar que las políticas de cooperación de la UE así como las de los propios Estados miembros se hagan siguiendo un eje de equidad.

4. Panel Ministerial

Este evento tendrá lugar en Madrid el 22 de abril y versará sobre la prioridad de la Presidencia española, intentando vincular la pericia técnica con la perspectiva política y estratégica. Un grupo de Ministros de Sanidad y otros responsables políticos se reunirá con expertos técnicos para discutir cómo implementar acciones para reducir las desigualdades en salud, la monitorización de los determinantes sociales de la salud y el papel de la UE en estos temas. El panel ministerial pretende:

- a. Mostrar la relevancia de la monitorización de las desigualdades en salud

determinadas socialmente y las estrategias de acción para las mismas.

- b. Analizar y facilitar retos y oportunidades para la UE en la aplicación de políticas a tenor de la agenda global de equidad en salud.

5. Reunión Informal de Ministros de Sanidad

Durante este evento, que se celebrará a continuación del Panel Ministerial, los Ministros obtendrán una visión general de los debates y conclusiones principales de la Conferencia de Expertos y del Panel Ministerial. La reunión también supondrá una oportunidad para discutir más profundamente los temas de la prioridad, y para intercambiar experiencias respecto a distintas estrategias y políticas que pueden llevarse a cabo para reducir las desigualdades en salud. También se espera que se debatan las Conclusiones que se llevarán al Consejo formal de Ministros de Empleo, Política Social, Sanidad y Protección de los Consumidores (EPSSCO) de la Unión Europea.

6. Conclusiones del Consejo EPSSCO

El resultado principal de la prioridad «Innovando en salud pública: monitorización de los determinantes sociales de la salud y reducción de las desigualdades en salud» será una propuesta de Conclusiones para este Consejo EPSSCO que se reunirá el 8 de junio de 2010. Esta propuesta se someterá al procedimiento de los grupos de trabajo del Consejo y contará además con una amplia participación de expertos y otros colaboradores.

CONCLUSIONES

A través de todas estas actividades, los resultados principales que se esperan son:

- Aumentar la concienciación y la sensibilización, priorizando en la agenda europea las desigualdades en salud.
- Avanzar en la monitorización de los determinantes sociales de la salud.
- Fomentar la equidad en salud en todas las políticas trabajando intersectorialmente.
- Y promover, reforzar y compartir experiencias efectivas nacionales e internacionales en reducir las desigualdades en salud.

La Presidencia española de la Unión Europea no sólo subrayará la relevancia y la importancia de abordar las desigualdades en salud en la Unión Europea, sino que además trabajará para lograr un consenso en las propuestas y en los mejores mecanismos de acción que podrían ponerse en práctica, tanto en el ámbito nacional como internacional, para alcanzar la equidad en salud, y su consecuente impacto en el fortalecimiento y mejora de nuestra sociedad de bienestar.

BIBLIOGRAFÍA

1. Whitehead M. The concepts and principles of equity and health. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe; 1991.
2. World Health Organization. Final Report of the Commission on Social Determinants of Health. Closing the gap in a generation. Health Equity through action on the social determinants of health. WHO; 2008. Disponible en: <http://www.msc.es/profesionales/saludPublica/prevPromocion/promocion/desigualdadSalud/equidad.htm#jornada28Mayo>.
3. Whitehead M, Dahlgren G. Levelling up (part I). A discussion paper on concepts and principles for tackling social determinants in health. Liverpool: WHO Collaborating Centre for Policy Research on Social Determinants of Health, University of Liverpool; 2006.
4. Whitehead M, Dahlgren G. Levelling up (part II). European strategies for tackling social inequities in health. Liverpool: WHO Collaborating Centre for Policy Research on Social Determinants of Health, University of Liverpool; 2006.
5. Chan M. Greater equity in health should be a progress indicator. The United Nations Secretary-General's Forum on Advancing Global Health in the Face of Crisis. New York: World Health Organization; 2009. Disponible en: http://www.who.int/dg/speeches/2009/global_health_20090615/en/index.html.
6. Calvete A. Salud Pública en la Unión Europea. Rev Adm Sanit. 2009; 7 (4): 569-84.
7. Comisión de las Comunidades Europeas. Libro Blanco. Juntos por la Salud: un planteamiento estratégico para la UE (2008-2013). COM (2007) 630 final. Bruselas; 23/10/2007. Disponible en: http://ec.europa.eu/health/ph_overview/strategy/health_strategy_en.htm
8. Diario Oficial de la Unión Europea. Conclusiones del Consejo sobre los valores y principios comunes de los sistemas sanitarios de la UE. DOUE núm. C 146 de 22/06/2006.
9. Diario Oficial de las Comunidades Europeas. Decisión 1786/2002/CE del Parlamento Europeo y del Consejo de 23 de septiembre de 2002 relativa a la adopción de un Programa de acción comunitario en el ámbito de la salud pública (2003-2008). DOCE núm. L 271 de 9/10/2002.
10. Diario Oficial de la Unión Europea. Decisión 1350/2007/CE del Parlamento Europeo y del Consejo de 23 de octubre de 2007 por la que se establece el segundo Programa de acción comunitaria en el ámbito de la salud (2007-2013). DOUE núm. L 301 de 20/11/2007.
11. Determine. European Portal for Action on Health Equity. Disponible en: <http://www.health-inequalities.eu/>
12. Communication from the commission to the European Parliament, the Council, the European Economic and Social Committee and the Committee of the Regions: Solidarity in health: Reducing health inequalities in the EU. COM (2009) 567 final. Brussels; 2009.
13. Ministério da Saúde do Portugal. Organizing committee: Health Determinants in the EU: a public health approach in health determinants in the European Union. Évora Conference Proceedings. Lisboa: Ministério da Saúde; 2000.
14. Judge K, Platt S, Costongs C et al. Health Inequalities: a challenge for Europe. An independent expert

- report commissioned by the UK. Londres: Presidency of the EU; 2006.
15. Mackenbach JP: Health Inequalities: Europe in Profile. An independent, expert report commissioned by the UK Presidency of the EU. Londres: Presidency of the EU; 2006.
 16. Ståhl, T, Wismar M, Ollila E, Lahtinen E, Leppo K (eds.) Health in All Policies: prospects and potentials. Helsinki: Ministry of Social Affairs and Health and the European Observatory on Health Systems and Policies; 2006.
 17. Organización Mundial de la salud. Resolución WHA 62.14 en Reducir las desigualdades sanitarias actuando sobre los determinantes sociales de la salud. Ginebra: Organización Mundial de la Salud; 2009. Disponible en: http://apps.who.int/gb/ebwha/pdf_files/A62/A62_R14-sp.pdf
 18. Comisión científica de estudios de las desigualdades sociales en salud en España. Desigualdades sociales en salud en España. Informe de la Comisión Científica de estudios de las desigualdades sociales en salud en España. Rev Esp Salud Pública. 1996; 70 (5-6):505-636 CE.

ORIGINAL

DESIGUALDADES EN EL DESARROLLO GEOPOLÍTICO DE GÉNERO EN ESPAÑA 1980-2005. UN DETERMINANTE ESTRUCTURAL DE LA SALUD

Mercedes Carrasco-Portiño (1,2), María Teresa Ruiz Cantero (1,2,3), José Fernández Sáez (1), Vicente Clemente Gómez (1) y Victoria Roca Pérez (4)

- (1) Grupo de Investigación de Salud Pública. Universidad de Alicante.
 (2) CIBER Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP). España.
 (3) Observatorio de Políticas Públicas y Salud. Universidad de Alicante.
 (4) Dpto. Filosofía del Derecho y Derecho Internacional Privado. Universidad de Alicante.

RESUMEN

Fundamento: El género es un determinante estructural de la salud. El objetivo del trabajo es analizar los cambios en las desigualdades del desarrollo de género en España y Comunidades Autónomas (1980-2005).

Métodos: Estudio ecológico sobre evolución del Índice de Desarrollo de Género y sus componentes (educación, ingresos y esperanza de vida al nacer) por sexo en España y CC.AA (1980 a 2005). Fuente de información: Índice Desarrollo de Género (1980 a 2000). Y cálculo del Índice de Desarrollo de Género 2005 según metodología del Informe de Capital Humano. Fuentes: Instituto Nacional Estadística, Encuesta Población Activa, Padrón municipal, Ministerio Educación, Consejo Universidades, EUROSTAT, y Encuesta Estructura Salarial.

Resultados: El Índice de Desarrollo de Género de España mejoró (valor₂₀₀₅:0,903–valor₁₉₈₀:0,810). La amplitud del rango entre Comunidades Autónomas bajo el Índice de Desarrollo de Género de España era el triple en 1980 (Diferencia^{global} de 0,068) que en 2005 (Diferencia^{C.Valenciana-Extremadura}:0,023). Las Comunidades Autónomas sobre el Índice de Desarrollo de Género de España apenas variaron entre ellas. Los 3 componentes del Índice de Desarrollo de Género mejoraron. Destaca, Índice educación: los valores de los hombres superan a los de las mujeres en los primeros años, tornándose más altos para estas a partir de 1985, e Índice ingresos: el valor^{global} de las mujeres en España en 2005 (0,814) es inferior al de los hombres 25 años antes (1980:0,867).

Conclusiones: Las diferencias entre hombres y mujeres en los valores de los componentes del Índice de Desarrollo de Género se redujeron entre 1980-2005. Pese a la mejoría del desarrollo de género en España persisten las desigualdades interregionales norte-sur.

Palabras clave: Género y salud. Desigualdades en salud. Desarrollo humano. Esperanza de vida. Educación. Renta.

Correspondencia:

Mercedes Carrasco Portiño
 Área de Medicina Preventiva y Salud Pública. Universidad de Alicante
 Edificio Ciencias Sociales.
 Crta. San Vicente-Alicante s/n.
 Campus San Vicente del Raspeig. Apartado Postal 99.
 03080 Alicante.
 Correo electrónico: mercedes.carrasco@ua.es

ABSTRACT

Geopolitical Development Inequalities in Gender in Spain 1980-2005. A Structural Determinant of Health

Background: Gender is a structural health determinant. This study analyses the changes in gender development inequalities in Spain and its regions (1980-2005).

Methods: Ecological study of the evolution of Gender Development Index and its components (Education, Income, Life Expectancy at Birth) by sex in Spain and its regions (1980-2005). Information Source: Gender Development Index (1980-2005) from the Human Capital Report, plus construction ad hoc of the Gender Development Index 2005 following the same methodology of Human Capital Report. Information sources: National Statistics Institute, Active Population Survey, Municipal Register, Ministry of Education, Universities Council, EUROSTAT, and Wage Structure Survey.

Results: Spanish Gender Development Index 2005:0,903 and 1980:0,810. The range between regions under Spanish Gender Development Index was 3 times higher in 1980 (Difference^{Extremadura}:0,068) than in 2005 (Difference^{Asturias-Extremadura}:0,023). The regions above the Spanish Gender Development Index did not vary much. The three components (Education, Income, Life Expectancy at Birth) of the Gender Development Index improved from 1980 to 2005. The Spanish Education Index of men was higher than this value in women until 1985; later this index becomes higher in women than in men. The Spanish Income Index of women in 2005 (0,814) is inferior to that of men 25 years before (1980:0,867).

Conclusions: Despite the improvement of the gender development happened in Spain between 1980 and 2005, the inter-regional inequalities between north-south persist. In 2005, women have more education level than men. However, the Spanish income media in women in 2005 are inferior to the media of the men in 1980.

Key words: Gender and health. Inequalities. Human Development. Life expectancy. Education. Income.

INTRODUCCIÓN

La falta de información sistemática sobre determinantes de contexto socioeconómico y político de la salud, y la dispersión de sus fuentes de información contribuyen a la descontextualización y despolitización de los estudios epidemiológicos sobre riesgos para la salud de hombres y mujeres¹.

La evidencia existente muestra que la variación de la situación social de hombres y mujeres según unidades geopolíticas influye sobre la naturaleza y extensión de las desigualdades de género en salud^{2,3}. Los indicadores de la situación social de las mujeres según áreas geográficas de un mismo país se vinculan a su mortalidad total y específica, incluyendo el suicidio, todas las neoplasias malignas excepto el cáncer de mama⁴, y por violencia de género⁵. Esta situación social de las mujeres también se asocia directamente a la mortalidad de los hombres⁴.

El 3^{er} Objetivo de Desarrollo del Milenio (ODM) pretende eliminar las desigualdades de género e incrementar la autonomía de las mujeres en el año 2015⁵. Este objetivo tiene importancia en sí mismo, pero también es un medio para alcanzar otros, como la promoción de la educación primaria universal (2^o-ODM), reducción de la mortalidad de menores de cinco años (4^o- ODM), mejora de la salud materna (5^o-ODM) y disminución de la probabilidad de contraer VIH/SIDA (6^o-ODM)⁶. Esta iniciativa de Naciones Unidas (ONU) refleja el reconocimiento internacional de la necesidad de intensificar las medidas para mejorar la situación mundial de las mujeres, puesto que siguen en clara desventaja respecto a los hombres en el acceso a sus derechos (igualdad ante la ley), recursos (igualdad de oportunidades) y representación (igualdad política)⁷.

Los valores de salud globales de los países no proporcionan información precisa sobre las diferencias o desigualdades en la distribución geográfica de la salud y enfermedad,

y sus determinantes socioeconómicos, políticos y culturales; siendo menester considerar unidades geopolíticas más pequeñas^{2,4,8,9}.

La actual Ley orgánica 3/2007 para la Igualdad efectiva de hombres y mujeres tiene como prioridad caracterizar las desigualdades de género en España, siendo un objetivo del Eje de salud, la promoción de la investigación, producción, publicación y difusión de información sobre la influencia del género en la salud, y la necesidad de crear nuevos indicadores sensibles desde la perspectiva de género¹⁰.

Diversos indicadores permiten evaluar la integración de las mujeres en el desarrollo, como los índices de Desarrollo de Género (IDG), Potenciación de Género (IPG), Brecha de Género (IBG), y Equidad de Género (IEG). Todos los índices incluyen los determinantes económicos. Los determinantes políticos están incorporados en el IPG, IBG e IEG. La educación es componente del IDG, IBG, e IEG, y la salud se considera en el IDG e IBG¹¹⁻¹³.

El IDG, creado en 1995 por la ONU, es el Índice de Desarrollo Humano considerando el desarrollo de mujeres y hombres por separado respecto a su esperanza de vida al nacer, y de dos importantes determinantes de la salud, como son educación e ingresos¹⁴. Se han publicado estudios con datos sobre el desarrollo de género para España y las Comunidades Autónomas (CC.AA) de los años 1990, 1997 y 2000^{15, 16}.

Ateniéndose a estas consideraciones, el objetivo del trabajo es analizar los cambios en las desigualdades del desarrollo de género en España y las CC.AA. desde 1980 hasta 2005.

MATERIAL Y MÉTODO

Diseño del estudio: Estudio ecológico sobre la evolución del IDG y sus componentes (educación, ingresos y esperanza de vida

al nacer) por sexo en España y sus CC.AA desde 1980 a 2005. Para cumplir con el objetivo propuesto se trazó la trayectoria del IDG en España y las CCAA desde 1980 hasta 2005, se determinó la diferencia entre CCAA en el desarrollo de género en el mismo período; y se identificó el grado de consecución de la equidad de género en relación con el curso 1980-2005 de los determinantes del desarrollo de género (esperanza de vida al nacer, educación e ingresos) en España y las CCAA. Fuentes de información: Los datos del IDG y de sus componentes para los años 1980, 1985, 1990, 1995 y 2000 se obtuvieron del Informe sobre Capital Humano¹⁷. El IDG y sus componentes para el año 2005 se calcularon *ad hoc* siguiendo la metodología de este Informe. Las fuentes de información que se necesitaron para calcular los componentes del IDG se detallan a continuación.

Análisis de datos: El IDG es un promedio no ponderado de los índices de esperanza de vida al nacer (EVN), educación, e ingresos igualmente distribuidos en mujeres (M) y hombres (H): $IDG = 1/3 (IEVID) + IIID + IEID$. Para calcular el IDG fue necesario previamente calcular diversos índices que a continuación explicaremos cómo se calcularon y cuáles fueron las fuentes de información que se utilizaron:

1. Índice de esperanza de vida igualmente distribuido (IEVID): Mide la desigualdad o igualdad (rango: 0 a 1, respectivamente) en el número de años que viven M y H.

$$IEVID = \frac{1}{\left(\frac{\%Pobl.femenina}{IEVN_M} + \frac{\%Pobl.masculina}{IEVN_H} \right)}$$

Para ello, se calcularon los índices de EVN de M (IEVNM) y H (IEVNH):

$$IEVN_H = \frac{EVN_H - Valor_{min} Hombres}{Valor_{max} Hombres - Valor_{min} Hombres}$$

$$IEVN_M = \frac{EVN_M - Valor_{min} Mujeres}{Valor_{max} Mujeres - Valor_{min} Mujeres}$$

Fuente de información de la EVN: Indicadores demográficos básicos del INE¹⁸. Valores mínimos y máximos sugeridos por la Organización Mundial de la Salud (OMS): mujeres (27,5 - 87,5 años) y hombres (22,5 - 82,5 años).

2. Índice de educación igualmente distribuido (IEID). Mide la desigualdad o igualdad (rango: 0 a 1) en el nivel educativo de M y H¹⁹.

$$IEID = \frac{1}{\left(\frac{\%Pobl.femenina}{Índice.Nivel.Educacional_M} + \frac{\%Pobl.masculina}{Índice.Nivel.Educacional_H} \right)}$$

Para ello, se calculó un índice ponderado del nivel educativo de M y H, compuesto por el índice de alfabetización (pesa 2/3); y de escolarización o matriculación combinada (pesa 1/3) según sexo.

$$\frac{2}{3} IA_{H/M} + \frac{1}{3} IMC_{H/M}$$

2.1. Índice de alfabetización según sexo. Mide la desigualdad o igualdad (rango: 0 a 1) en el nivel de alfabetización en M y H.

$$\begin{aligned} \text{Índice.de.alfabetizacion.adultos(Hombre / Mujer)} &= \\ &= \frac{\text{tasa.alfabetización}_{(H/M)} - \text{valor.mínimo.tasa}}{\text{valor.máximo.tasa} - \text{valor.mínimo.tasa}} \end{aligned}$$

Tasa de alfabetización de M y H (16 o más años) que saben leer y escribir (%): Número de alfabetizados de la Encuesta de Población Activa (EPA)²⁰ dividido entre la población total (16 o más años) obtenida del padrón municipal²¹. Valores mínimos y máximos propuestos por la ONU: 0 - 100.

2.2. Índice de escolarización o matriculación combinada según sexo. Mide la desigualdad o igualdad (rango: 0 a 1) en el nivel de escolarización en mujeres y hombres. Se calcula a partir de la Tasa bruta de matriculación combinada por sexo.

$$\begin{aligned} & \text{índice.matriculación.combiada.(prim.,secun,terc.)}_{\text{Hombre / Mujer}} = \\ & = \frac{\text{tasa.bruta.de.matriculación}_{H/M} - \text{valor.mínimo.tasa}_{H/M}}{\text{valor.máximo.tasa}_{H/M} - \text{valor.mínimo.tasa}_{H/M}} \end{aligned}$$

Tasa bruta de matriculación combinada para mujeres y hombres: media aritmética de las tasas de matriculación primaria, secundaria y universitaria por sexo. Valores mínimos y máximos propuestos por la ONU: 0 - 100.

Tasa de matriculación primaria: Número de M y H (6-11 años) matriculados en primaria (Fuente: Ministerio de Educación, Política Social y Deporte)²² dividido entre el total de M y H de 6-11 años (Fuente: padrón municipal)²¹. Igual para el cálculo de la **Tasa de matriculación secundaria**, considerando la población de 12-17 años.

Tasa de matriculación terciaria o universitaria: al desconocerse las frecuencias de matriculados por sexo, CC.AA y edad, ésta se estimó siguiendo la metodología del Informe de Capital Humano¹⁷. Es decir, % de M y H (20-30 años) con estudios universitarios (Fuente: Ficheros anónimos de la EPA)¹¹ multiplicado por el total de estudiantes matriculados en la Universidad en cada CC.AA. (Fuente: Consejo de Universidades)²³, y dividido por el total de M y H (20-30 años) (Fuente: Padrón municipal)²¹.

3. Índice de ingresos igualmente distribuido (IIID). Mide la desigualdad o igualdad (rango: 0 a 1) en el nivel de ingresos de M y H.

$$IIID = \frac{1}{\left(\frac{\%Pobl.M}{IPPA_M} + \frac{\%Pobl.H}{IPPA_H} \right)}$$

Requiere del cálculo del Índice del PIB real per cápita ajustado para hombres (IPPA_H) y mujeres (IPPA_M), entre 100 y 40.000 dólares según la ONU;

$$IPPA_M = \frac{\log(IPPA_M) - \log(100)}{\log(40000) - \log(100)}$$

$$IPPA_H = \frac{\log(IPPA_H) - \log(100)}{\log(40000) - \log(100)}$$

que se calcularon, a partir del PIB real per cápita ajustado para H (PPA_H) y M (PPA_M):

$$PPA_M = \frac{PIB_M}{Pobl.Mujeres}$$

$$PPA_H = \frac{PIB_H}{Pobl.Hombres}$$

El PPA de M y H se calculó en base al PIB real ajustado generado por las M (PIB_M) y los H (PIB_H),

$$PIB_M = PIB\ Total \times PFI$$

que es el PIB Total (PIB per cápita ajustado a PPA dólares USA de España), cuya fuente de información fue la Base de datos Eurostat de la Comisión Europea²⁴, multiplicado por la participación femenina en el ingreso (PFI):

$$PFI = \frac{c \times TAct_M}{c \times TAct_M + TAct_H}$$

– Cociente entre el salario medio no agrícola anual de M y H (c), obtenido de la Encuesta Anual de Estructura Salarial²⁵.

$$c = \frac{Salario.Medio.M}{Salario.Medio.H}$$

– Tasa de actividad por sexo (TAct_H y TAct_M): % de H y M (16 o más años) laboralmente activos (trabajando con contrato fijo o temporal en semana de referencia de la EPA). Fuentes: EPA²⁰ y padrón municipal²¹.

$$TAct_H = \frac{Pobl.Act.Hombres}{Pobl.Hombres.16.o.más.años}$$

$$TAct_M = \frac{Pobl.Act.Mujeres}{Pobl.Mujeres.16.o.más.años}$$

PIB real ajustado generado por los hombres: Se restó del PIB real ajustado generado por las mujeres al PIB total:

$$PIB_H = PIB_{Total} - PIB_M$$

El análisis de datos se realizó mediante programa Excel, paquete estadístico SPSS 11.5 y la aplicación Epi Map de la suite estadística Epi Info 3.5.1.

RESULTADOS

El IDG global de España en un rango de 0 a 1 aumentó de 0,180 en 1980 a 0,903 en 2005. Significa que se estrecharon las distancias entre hombres y mujeres en los valores de los índices de EVN, educación, e ingresos.

Las CCAA de menor crecimiento en el IDG fueron Asturias (Diferencia₂₀₀₅₋₁₉₈₀:0,082) y Cataluña (Diferencia₂₀₀₅₋₁₉₈₀:0,083). Cataluña partió de uno de los mejores IDG del país en 1980 –3ª posición después de Madrid (0,841), País Vasco (0,841) y Navarra (0,838)–, y se mantuvo en 2005 (4ª posición). Asturias, por encima del IDG global de España entre 1980 y 1990, se situó por debajo desde 1995 (Figura 1). Al transcurrir los años se acortó la diferencia entre CC.AA en el desarrollo de género: la amplitud del rango entre CC.AA. por debajo del IDG global de España fue el triple en 1980 (Diferencia_{C.Val-Ext}:0,068) que en 2005 (Diferencia_{Ast-Ext}:0,023). Se debió al mayor crecimiento del IDG de Extremadura (Dif₂₀₀₅₋₁₉₈₀:0,139), Castilla-La Mancha (Dif₂₀₀₅₋₁₉₈₀:0,124) y Andalucía (Dif₂₀₀₅₋₁₉₈₀:0,122). Las CC.AA por encima de IDG global de España no variaron tanto entre ellas.

El índice de EVN aumentó para ambos sexos entre 1980 y 2005 (Figura 2). Las mujeres tuvieron valores mayores que los hombres como es sabido (Figura 2). Cataluña fue la única CC.AA que mantuvo la

EVN por encima del valor global de España, y Murcia por debajo, durante todo el período. La Rioja alcanzó la igualdad entre ambos sexos en 1990 aunque no la mantuvo.

El índice de educación también aumentó en ambos sexos (Figura 3). En los primeros años (1980 a 1995) estos valores fueron superiores en los hombres, pero a partir de 1985 comenzó a producirse un cambio de sentido paulatino a favor de las mujeres, comenzado por Navarra. (1990: Cambió en 4 CC.AA, 1995: 5, 2000: 9, y 2005: 15 CC.AA.).

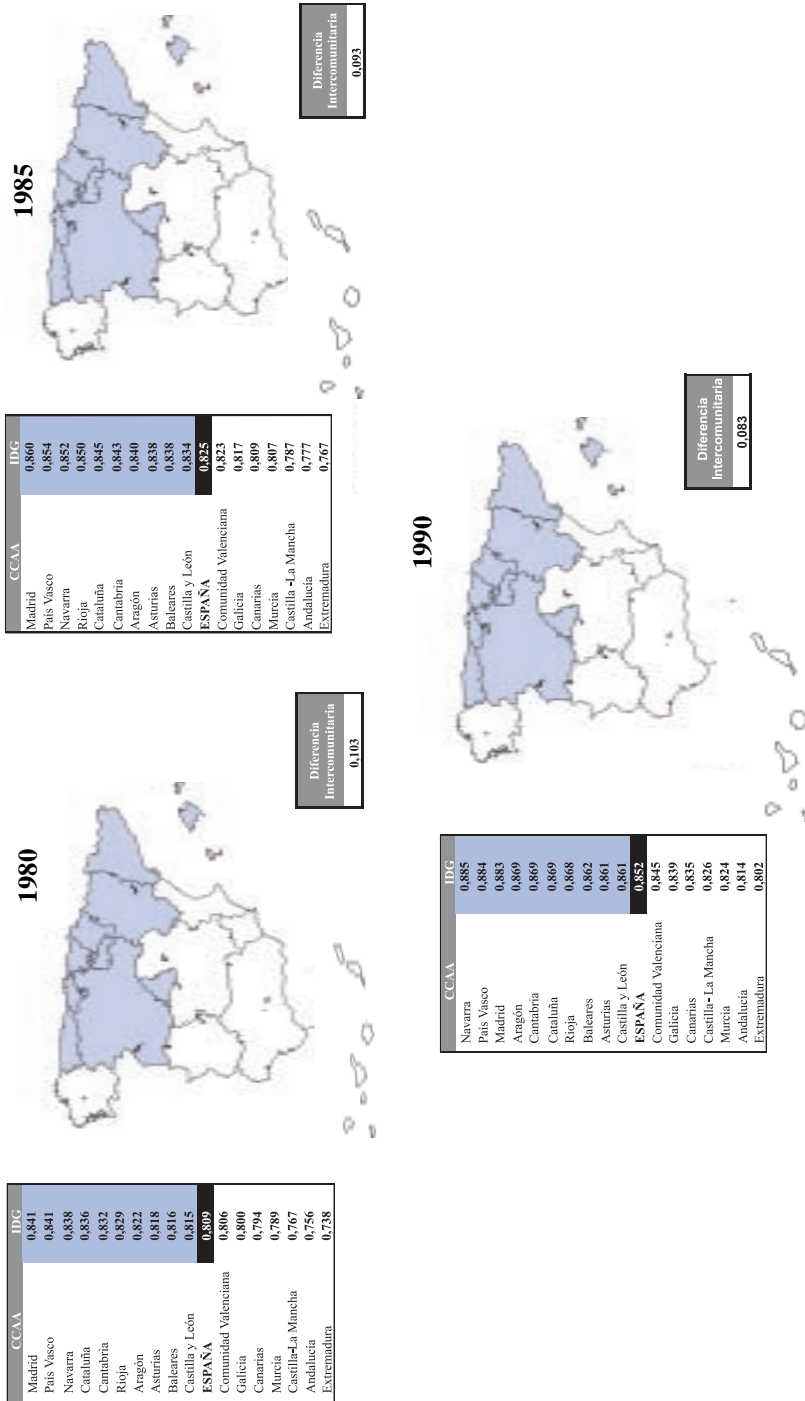
Los valores del índice de ingresos de las mujeres en 1980 estuvieron muy por debajo del de los hombres (Figura 4). Y pese a la mejoría a lo largo del tiempo en las mujeres, uno de los resultados más sorprendentes de este trabajo es que el valor global del índice de ingresos de las mujeres en España en 2005 (0,814) fue inferior al valor de este índice para los hombres 25 años antes (1980: 0,867).

La Figura 5 ilustra la reducción de las diferencias en los valores del índice de EVN, educación e ingreso de hombres y mujeres en 2005 respecto a 1980. Los mayores niveles de desarrollo en ambos años, estuvieron en el índice de ingresos de los hombres (no así en el de las mujeres). Pero, pese a la reducción real de las diferencias de los valores del índice de ingresos entre ambos sexos, siguieron siendo de hecho las diferencias que más pesan en el año 2005 en la desigualdad del IDG en España y las CC.AA, como en 1980. También destaca el importante desarrollo a expensas del incremento del índice de educación en ambos sexos, lo que no sucedió para las mujeres en 1980.

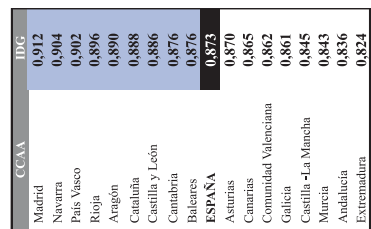
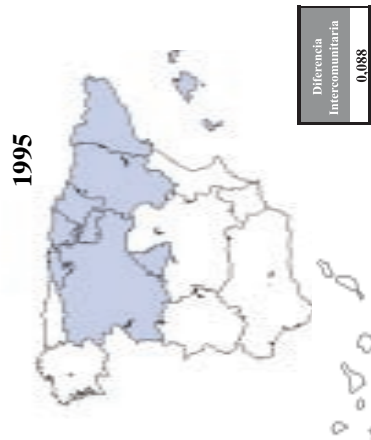
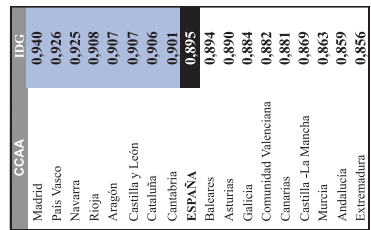
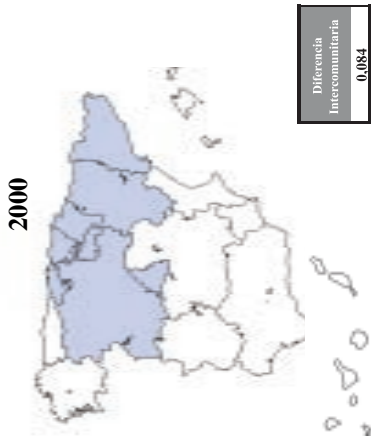
En la Figura 5 se observó también el ranking en el que se situaron las CC.AA en 1980 y 2005 tocante a las diferencias entre sexos en cada componente del IDG, siendo las primeras posiciones las que reflejaron menos diferencias en sus valores. Cantabria

Figura 1

Distribución geográfica del IDG en España y sus CCAA durante el período 1980-2005 y la diferencia intercomunitaria* de cada año de estudio**



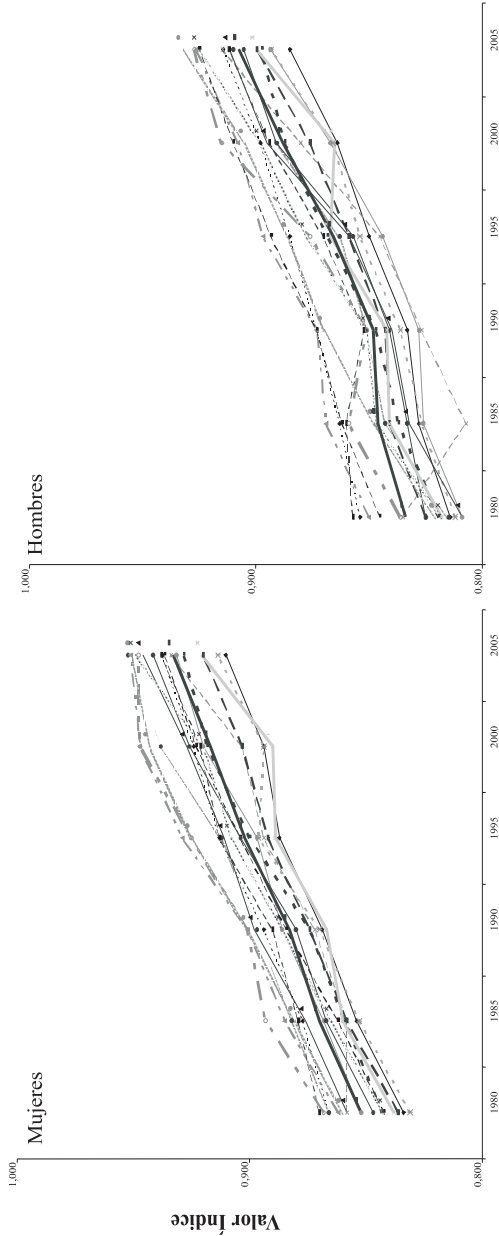
* Diferencia Intercomunitaria: valor máximo de IDG - valor mínimo IDG. ** En cada año se han ordenado los valores de mayor a menor IDG.
 ■ CC-AA que tienen un valor de IDG igual o superior al valor global de España.



* Diferencia Intercomunitaria: valor máximo de IDG - valor mínimo IDG. ** En cada año se han ordenado los valores de mayor a menor IDG.

■ CC-AA que tienen un valor de IDG igual o superior al valor global de España.

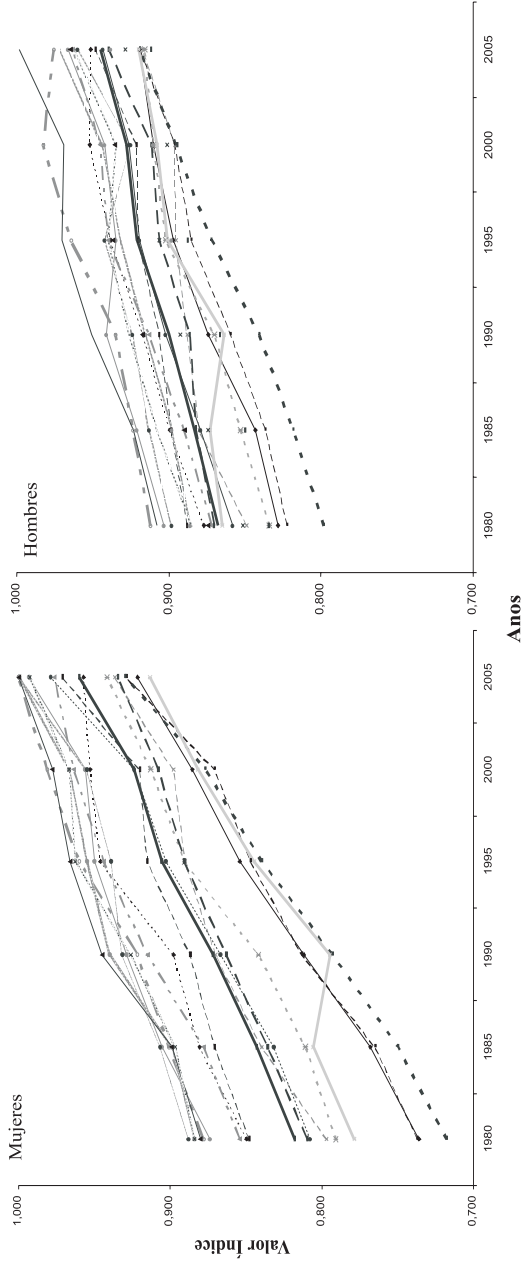
Figura 2
Distribución del Índice de Esperanza de Vida al Nacer de Mujeres y Hombres desde 1980 hasta 2005



CC.AA	1980		1985		1990		1995		2000		2005	
	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H
Andalucía	0.834	0.814	0.854	0.860	0.869	0.852	0.887	0.870	0.894	0.884	0.910	0.912
Aragón	0.866	0.854	0.877	0.863	0.894	0.873	0.913	0.885	0.924	0.898	0.937	0.914
Asturias	0.852	0.809	0.868	0.869	0.886	0.873	0.897	0.897	0.920	0.908	0.932	0.926
Baleares	0.858	0.835	0.868	0.872	0.872	0.873	0.894	0.893	0.903	0.910	0.934	0.926
Canarias	0.831	0.812	0.853	0.859	0.870	0.851	0.896	0.876	0.894	0.915	0.914	0.927
Canabria	0.866	0.815	0.882	0.807	0.897	0.827	0.912	0.845	0.938	0.880	0.952	0.915
Castilla y León	0.862	0.850	0.885	0.841	0.901	0.843	0.929	0.859	0.947	0.876	0.951	0.899
Castilla-La Mancha	0.842	0.845	0.862	0.833	0.884	0.841	0.904	0.857	0.923	0.891	0.936	0.906
Cataluña	0.870	0.857	0.879	0.848	0.890	0.870	0.913	0.886	0.921	0.905	0.938	0.933
Comunitat Valenciana	0.836	0.825	0.856	0.837	0.874	0.847	0.892	0.868	0.903	0.887	0.920	0.897
Extremadura	0.847	0.819	0.867	0.841	0.882	0.842	0.904	0.897	0.926	0.896	0.948	0.900
Galicia	0.868	0.836	0.893	0.843	0.901	0.851	0.925	0.863	0.947	0.896	0.946	0.925
Madrid	0.838	0.818	0.860	0.828	0.867	0.833	0.889	0.850	0.900	0.864	0.921	0.885
Navarra	0.860	0.821	0.881	0.827	0.896	0.901	0.936	0.854	0.943	0.866	0.951	0.893
País Vasco	0.858	0.809	0.876	0.832	0.898	0.828	0.911	0.854	0.927	0.867	0.946	0.933
Riela	0.842	0.818	0.865	0.826	0.886	0.840	0.908	0.859	0.920	0.885	0.949	0.912
España	0.852	0.834	0.870	0.846	0.883	0.848	0.902	0.866	0.917	0.888	0.933	0.908

M: Mujeres; H: Hombres n° negrita = Índice superior en M que en H ■ CC.AA con un valor de IDG igual o superior a España

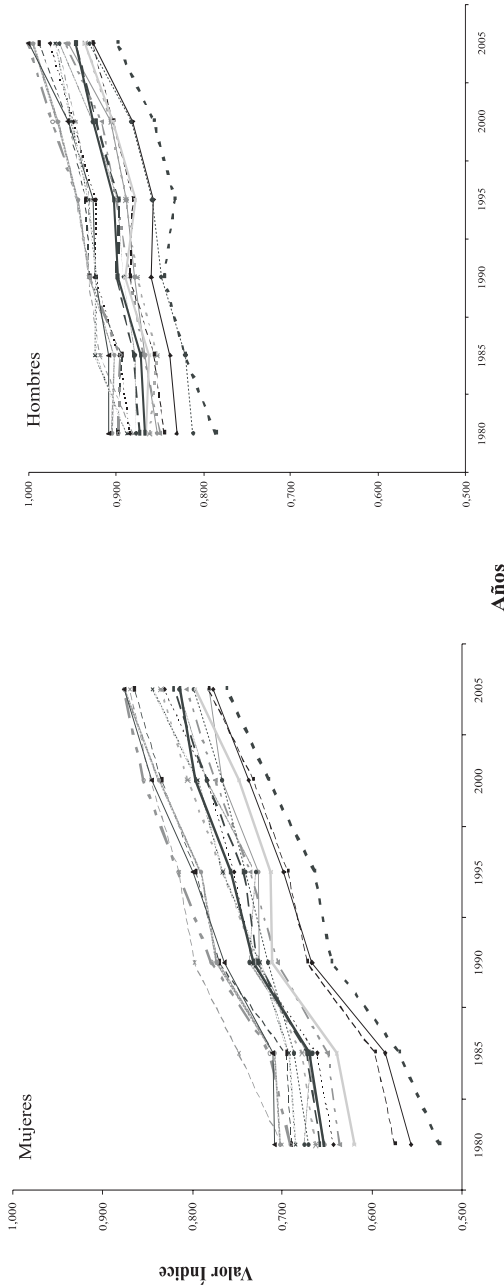
Figura 3
Distribución del Índice de Educación de Mujeres y Hombres desde 1980 hasta 2005



CC.AA	1980		1985		1990		1995		2000		2005	
	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H
Andalucía	0,736	0,828	0,768	0,843	0,812	0,874	0,854	0,897	0,886	0,910	0,922	0,919
Aragón	0,850	0,877	0,881	0,899	0,898	0,917	0,946	0,938	0,953	0,952	0,957	0,951
Asturias	0,874	0,903	0,906	0,921	0,929	0,941	0,950	0,935	0,956	0,942	0,993	0,966
Baleares	0,797	0,849	0,840	0,850	0,870	0,888	0,890	0,895	0,898	0,896	0,937	0,917
Cantabria	0,791	0,834	0,811	0,853	0,842	0,870	0,891	0,902	0,912	0,910	0,942	0,916
Cataluña	0,888	0,898	0,907	0,913	0,932	0,924	0,939	0,942	0,945	0,925	1,000	0,960
Castilla y León	0,854	0,872	0,878	0,890	0,915	0,913	0,944	0,940	0,964	0,945	0,977	0,964
Castilla-La Mancha	0,737	0,822	0,765	0,836	0,813	0,859	0,847	0,885	0,871	0,896	0,929	0,919
Cataluña	0,848	0,888	0,871	0,898	0,887	0,906	0,915	0,920	0,920	0,921	0,971	0,948
Comunidad Valenciana	0,810	0,870	0,856	0,882	0,886	0,891	0,901	0,906	0,908	0,911	0,934	0,939
Extremadura	0,748	0,789	0,773	0,818	0,793	0,840	0,831	0,872	0,877	0,895	0,930	0,919
Galicia	0,708	0,758	0,759	0,793	0,822	0,840	0,849	0,879	0,874	0,898	0,929	0,919
Madrid	0,878	0,912	0,901	0,923	0,922	0,935	0,960	0,964	0,981	0,982	1,000	0,975
Murcia	0,779	0,865	0,801	0,873	0,795	0,864	0,845	0,901	0,882	0,908	0,913	0,920
Navarra	0,884	0,886	0,899	0,923	0,940	0,915	0,955	0,952	0,967	0,944	1,000	0,972
País Vasco	0,880	0,908	0,899	0,923	0,945	0,951	0,966	0,970	0,978	0,969	1,000	0,998
Riopa	0,884	0,885	0,897	0,908	0,926	0,926	0,963	0,940	0,967	0,935	0,993	0,962
España	0,818	0,868	0,843	0,883	0,872	0,910	0,906	0,921	0,924	0,928	0,960	0,945

M: Mujeres; H: Hombres n° negra = Índice superior en M que en H ■ CC.AA. con un valor de IDG igual o superior a España

Figura 4
Distribución del Índice de Ingresos y Hombres desde 1980 hasta 2005



CC.AA	1980		1985		1990		1995		2000		2005	
	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H
Andalucía	0,557	0,830	0,586	0,838	0,667	0,860	0,698	0,857	0,738	0,881	0,777	0,926
Aragón	0,643	0,884	0,661	0,896	0,733	0,924	0,754	0,923	0,783	0,948	0,832	0,976
Asturias	0,653	0,853	0,673	0,866	0,726	0,879	0,727	0,888	0,767	0,906	0,782	0,954
Baleares	0,700	0,880	0,748	0,918	0,798	0,931	0,815	0,929	0,846	0,946	0,869	0,966
Banarías	0,663	0,862	0,678	0,853	0,728	0,876	0,766	0,888	0,805	0,906	0,835	0,935
Cantabria	0,676	0,877	0,667	0,878	0,737	0,891	0,729	0,898	0,784	0,927	0,814	0,965
Cas stilla y León	0,636	0,849	0,650	0,868	0,705	0,884	0,736	0,900	0,775	0,916	0,806	0,958
Castilla -La Mancha	0,574	0,844	0,596	0,856	0,672	0,884	0,694	0,880	0,732	0,903	0,782	0,927
Cataluña	0,690	0,898	0,696	0,893	0,770	0,929	0,796	0,934	0,834	0,954	0,865	0,987
Comunitat Valenciana	0,658	0,873	0,673	0,880	0,727	0,899	0,743	0,897	0,784	0,923	0,821	0,946
Extremadura	0,525	0,785	0,570	0,821	0,645	0,844	0,664	0,832	0,715	0,856	0,762	0,908
Galicia	0,671	0,812	0,687	0,821	0,716	0,848	0,741	0,859	0,767	0,883	0,798	0,930
Madrid	0,691	0,897	0,714	0,895	0,779	0,939	0,816	0,944	0,854	0,972	0,876	1,000
Murcia	0,620	0,865	0,639	0,862	0,712	0,889	0,713	0,878	0,748	0,904	0,796	0,956
Narria	0,702	0,905	0,709	0,902	0,773	0,930	0,790	0,944	0,857	0,967	0,876	0,995
País Vasco	0,709	0,908	0,711	0,908	0,764	0,924	0,800	0,926	0,845	0,955	0,876	1,000
Rioja	0,685	0,887	0,693	0,924	0,725	0,923	0,766	0,931	0,794	0,951	0,845	0,970
España	0,654	0,867	0,670	0,872	0,732	0,898	0,758	0,903	0,797	0,927	0,814	0,946

M: Mujeres; H: Hombres n° negrita = Índice superior en M que en H ■ CC.AA con un valor de IDG igual o superior a España

Figura 5

Diferencias en 2005 respecto a 1980 en los índices de Esperanza de Vida al Nacer (EVN), Educación e Ingresos en España y sus CC.AA

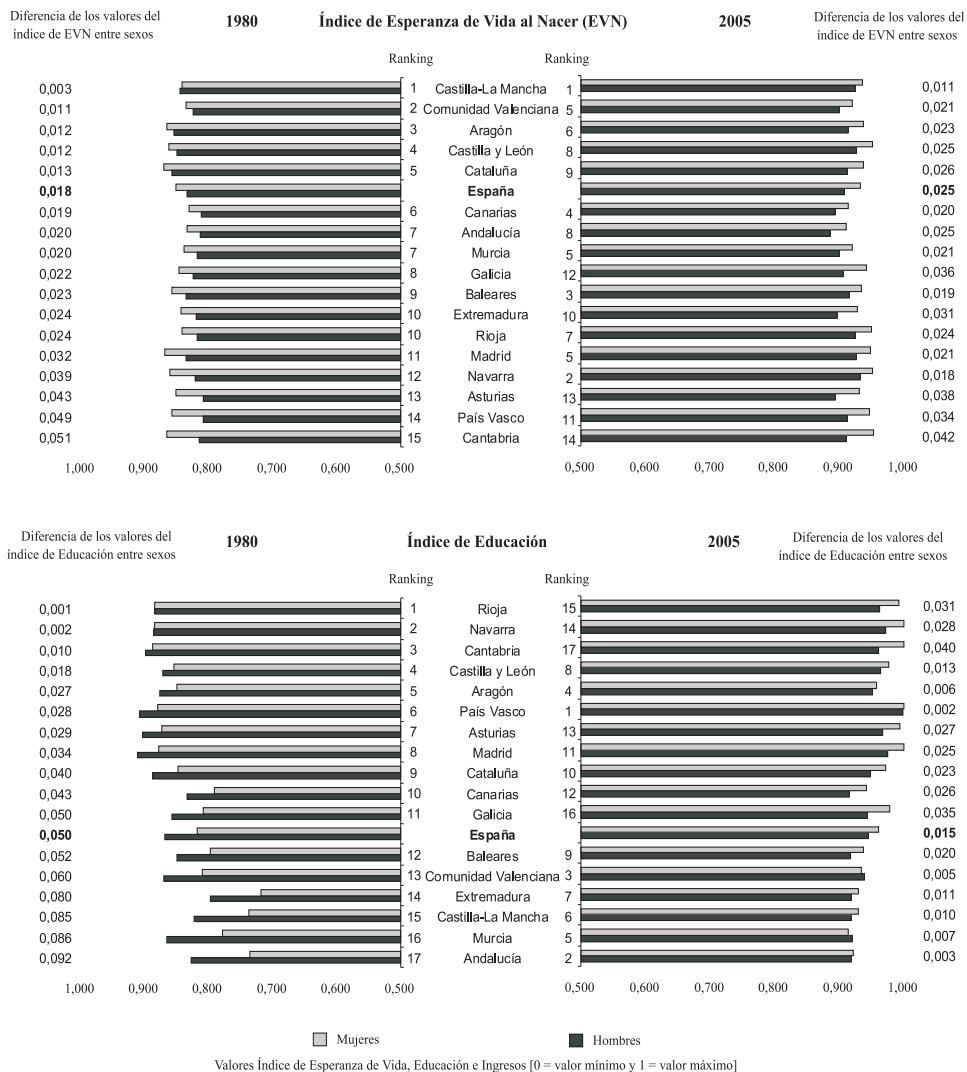
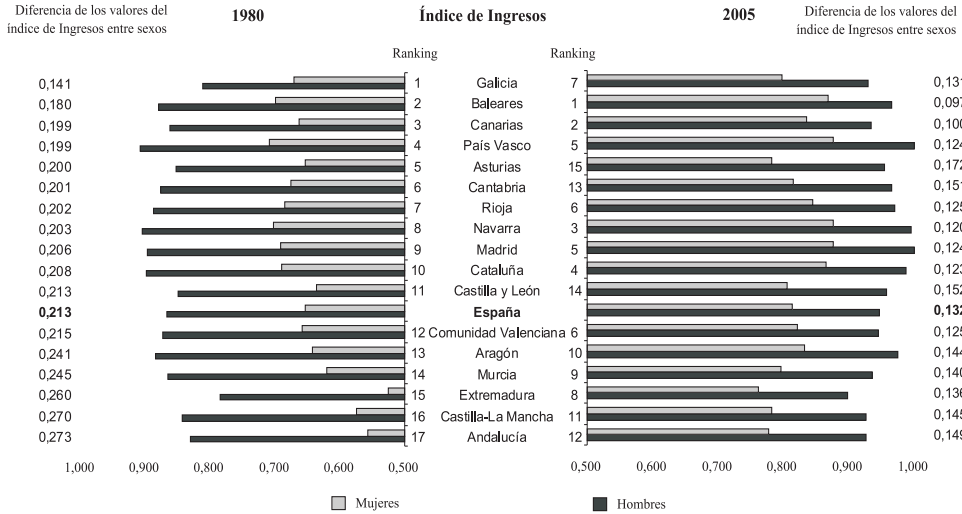


Figura 5 (Continuación)

Diferencias en 2005 respecto a 1980 en los índices de Esperanza de Vida al Nacer (EVN), Educación e Ingresos en España y sus CC.AA



Valores Índice de Esperanza de Vida, Educación e Ingresos [0 = valor mínimo y 1 = valor máximo]

presentó las diferencias más importantes en el índice de EVN entre mujeres y hombres (1980: 0,051 y 2005: 0,042); y Castilla La Mancha la que menos (1980: 0,003 y 2005: 0,011).

Respecto al índice de educación (Figura 5), Andalucía fue en 1980 (0,092) quien presentó las mayores diferencias entre ambos sexos (posición 17 en el ranking respecto al resto de las CC.AA). Pero, en 2005 después del País Vasco (0,002), fue la CC.AA con menos diferencias (0,003) (posición 2). En este año, Cantabria (0,040), una de las CC.AA con valores más altos en el índice de educación, fue quien presenta más diferencias entre sexos (1980: posición 3 y 17 en 2005).

Andalucía presentó en 1980 las mayores diferencias entre mujeres y hombres en el índice de ingresos (0,273) (1980: posición 17 y 12 en 2005), seguida de Castilla-La Mancha (0,270) y Extremadura (0,260); y Asturias fue quien presentó las mayores diferencias en 2005 (0,172) (Figura 5). En

cambio, Galicia que fue quien menos diferencias entre sexos presentó en 1980 (0,141), dejó esta 1ª posición a las islas Baleares en 2005 (0,097).

DISCUSIÓN

España incrementó su desarrollo de género en los últimos 25 años, y redujo las desigualdades en el desarrollo entre mujeres y hombres. Pero aunque se acortaron las distancias entre CCAA por la mejoría del valor del IDG de las ubicadas bajo el IDG global del país, como Extremadura, Castilla-La Mancha y Andalucía, persisten las diferencias interterritoriales con un patrón norte-sur en el desarrollo de género, favorable a las CCAA del norte. Los ingresos siguen teniendo el mayor peso explicativo en el desarrollo de género, como se constató ya en 1973 y 1991²⁶. De hecho, este estudio muestra que en conjunto las mujeres en España en 2005 todavía perciben menos ingresos que los percibidos por los hombres en 1980.

La diferencia salarial por sexo puede indicar la existencia de desigualdades de género por segregación ocupacional, discriminación salarial²⁷ y fluctuación de las tasas de actividad por sexo en la fuerza de trabajo remunerado en las diferentes CCAA^{16,20}.

Los hallazgos del índice de ingresos coinciden con los de la encuesta de estructura salarial de 2002. Las CCAA con mayor paridad salarial son Canarias y Baleares, y las menos paritarias Asturias y Castilla y León. Es tanto el peso de la diferencia por sexo del índice de ingresos en el desarrollo de género que Asturias es la comunidad que menos incrementó su IDG entre 1980 y 2005, descendiendo bajo el valor global del país. Y sucede, en la educación y la esperanza de vida para ambos sexos.

Dada la elevada supervivencia de los países desarrollados, el índice de EVN es criticado por su escasa utilidad para medir su desarrollo de género^{26,28}. Pero los hombres pueden mejorar este índice para alcanzar la igualdad respecto a las mujeres, especialmente los andaluces, asturianos y extremeños. A ello pueden contribuir factores que diferencian a ambos sexos relacionados con la identidad social de género, como la mayor exposición a riesgos ocupacionales, y la restricción del acceso a medios diagnósticos y terapéuticos para retardar la muerte, pues en España existen diferencias regionales en la oferta pública de servicios sanitarios, como la disponibilidad de alta tecnología médica²⁹, de la que se benefician más los hombres³⁰.

El ODM relacionado con el alcance de la educación ha fracasado a nivel mundial según mediciones de 2005³. No es el caso de España, donde el desarrollo de género en casi todas las CCAA ha dependido sustancialmente de la mejora de la educación en ambos sexos y del acercamiento de sus valores. Pero el gran desarrollo del índice de educación se debe a que la tasa de alfabetización pesa más en su cálculo que la tasa bruta de

matriculación combinada. Útil para países en desarrollo o para España en los 80 –donde había muchas personas que no sabían leer ni escribir, en concreto mujeres–, no lo es para países desarrollados, como España actualmente. La corrección del índice de educación, dándole como mínimo similar peso a ambas tasas, contribuiría a discriminar por sexo de forma precisa las diferencias en la educación acordes con la actualidad interregional.

El Estado de Bienestar puede ser mejorado³¹ pero los países que lo incorporaron como modelo de Estado consiguieron el logro de objetivos para su población, como los educativos. No obstante, España se compone de Comunidades Autónomas con sus propios gobiernos y políticas autonómicas que influirán en el desarrollo de género, como también lo hacen las políticas estatales. La salud de una población es consecuencia de todas las políticas en curso, tanto de una política con un objetivo de salud, como con cursos de acción que no siempre están en los servicios sanitarios, ni son originados por las burocracias sanitarias. Las políticas sanitarias están trasferidas prácticamente a todas las CC.AA. Por lo tanto, son las burocracias sanitarias de las respectivas comunidades las que tienen el objetivo directo de mejorar la salud. Es el caso de la política de prevención de enfermedades oncológicas; las cuales pueden alargar la esperanza de vida de forma igual o desigual entre las Comunidades Autónomas y/o entre mujeres y hombres. Hay políticas indirectas, que no tienen su origen en salud pero se reconoce su impacto en la misma. Estas dependen del nivel central tanto como del autonómico. Por ejemplo, la política de igualdad o la política de educación. Y por último, existen políticas no intencionadas que no son de origen sanitario, y cuando se ponen en marcha no existe conciencia pública ni información científica que vincule expresamente esa política con la salud, pero que influyen en la misma, como las políticas redistributivas del Estado de Bienestar.

Estas también dependen del ámbito central y autonómico³².

Las políticas del Estado de Bienestar han permitido mejorar las oportunidades individuales y colectivas de ambos sexos, mediante la mejora de su estatus social, dado por el acceso a mejores condiciones laborales y por lo tanto mayores ingresos económicos³³. Estas políticas han favorecido los cursos de acción para el alcance de la igualdad de género, siendo España ejemplo de ello³⁴, la cual se refleja en la evolución del mercado laboral y las políticas sociales al incorporar a las mujeres en la actividad económica^{34,35}.

Al ser una medida relativa, El IDG ofrece dificultades de interpretación, pues compara la evolución de los valores de un sexo respecto al otro, y no solo el desarrollo de ambos sexos por separado. Se hace difícil identificar si las desigualdades de género se deben al descenso o incremento de los valores de un sexo mientras el otro se mantiene constante, o al incremento de ambos con diferente velocidad de cambio. Además, la paridad puede existir en zonas con diferentes desarrollos. Así, Galicia es la más paritaria en 1980 desde los valores más bajos del índice de ingresos, dejando el puesto a las islas Baleares en 2005, con la salvedad de que se caracteriza por tener uno de los índices de ingresos más altos del país para ambos sexos.

Para el cálculo del IDG de 2005 se replicó la metodología del Informe de Capital Humano y Desarrollo Humano en España¹⁷ y la del Informe de Desarrollo Humano¹¹. Pero, la ausencia de especificación en la metodología de quienes constituían los matriculados por tipo de estudios y edad utilizados para el cálculo de la tasa de matriculación secundaria, podría haber producido una infrarepresentación del índice de matriculación combinada¹⁷. Por lo demás, los resultados del índice de ingresos coinciden con los datos del Informe del Ministerio de Igualdad²⁷ y de UGT en que Asturias es la

menos paritaria³⁶, lo que garantiza estos hallazgos.

España arrastra una herencia histórica de desigualdades regionales en el desarrollo heterógeno del capitalismo, industrialización y modernización de sus CC.AA, lo que debe considerarse al aplicar la ley de igualdad¹⁰. Con la actual crisis económica, la sostenibilidad de los logros del desarrollo de género pueden requerir de instrumentos jurídico-políticos adecuados para lograr la equitativa evolución en el nivel de ingresos de ambos sexos.

AGRADECIMIENTOS

Las personas firmantes de este trabajo quieren expresar su agradecimiento al Profesor Carlos Álvarez-Dardet Díaz del Grupo de Salud Pública de la Universidad de Alicante y al Profesor Juan Oliva del Dpto. de Análisis Económico y Finanzas, Facultad de Ciencias Jurídicas y Sociales de Toledo de la Universidad de Castilla la Mancha por la ayuda en la búsqueda de información relacionada con el índice de ingresos. Agradecemos a la Profesora Marta Guijarro Garvía del Dpto. de Economía de la Universidad de Cantabria el apoyo bibliográfico prestado.

Conflictos de intereses: Este manuscrito es producto del proceso de formación de Mercedes Carrasco-Portiño en el programa de Doctorado en Salud Pública de la Universidad de Alicante y será empleado como parte del material presentado en su tesis doctoral.

BIBLIOGRAFÍA

1. Walters V. The Social Context of Women's Health. *BMC Women's Health* 2004; 4(S1): 1-6. [Citado 25 Dic 09]. Disponible en: <http://www.biomedcentral.com/1472-6874/4/S1/S2>.
2. Starfield, B. State of the art in research on equity in health. *J Health Polit. Policy Law*. 2006; 31(1): 11-32.

3. Unterhalter E. Mobilization, Meanings and Measures: Reflections on girls' education. *Development*. 2005; 48(1): 110-114.
4. Kawachi I, Kennedy BP, Gupta V, Prothrow-Stith D. Women's status and the health of women and men: a view from the States. *Soc Sci & Med*. 1999; 48: 21-32.
5. Vives-Cases C, Álvarez-Dardet C, Carrasco-Portiño M, Torrubiano-Domínguez J. El impacto de la desigualdad de género en la violencia del compañero íntimo en España. *Gac Sanit*. 2007; 21: 242-246.
6. Global monitoring Report 2007. Chapter 3. Promoting Gender Equality and Women's Empowerment [Citado 11 Mar 09] Disponible en: http://siteresources.worldbank.org/INTGLOMONREP2007/Resources/3413191-1176390231604/105-148_GMRch3.pdf
7. The World Bank. Global Monitoring Report 2007. Confronting the Challenges of Gender Equality and Fragile States. Fact Sheet: Promoting Gender Equality and Women's Empowerment [Citado 11 Mar 09] Disponible en: <http://web.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTGLOBALMONITOR/EXTGLOMONREP2007/0,,contentMDK:21256713~menuPK:3413296~pagePK:64218950~piPK:64218883~theSitePK:3413261,00.html>
8. Wilkinson RG, Pickett KE. Income inequality and population health: A review and explanation of the evidence. *Soc Sci Med*. 2006; 62: 1768-1784.
9. Starfield B. Pathways of influence on equity in health. *Soc Sci Med*. 2007; 64: 1355-1362.
10. Boletín Oficial del Estado. Ley Orgánica 3/2007 de 22 de Marzo para la igualdad efectiva de mujeres y hombres. BOE num 71 de 23/03/2007. [Citado 12 Feb 09]. Disponible en: http://www.boe.es/g/es/bases_datos/doc.php?coleccion=iberlex&id=2007/06115.
11. Organización de Naciones Unidas. Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo. Informe de desarrollo humano 2005. [Citado 25 Jun 09]. Disponible en: http://hdr.undp.org/en/media/HDR05_sp_complete.pdf
12. Asuman R, Tyson LD, Zahidi S. World Economic Forum. The Global Gender Gap Report 2006. Geneva 2006. [Citado 25 Jun 09]. Disponible en: <http://www.weforum.org/en/initiatives/gcp/Gender%20Gap/index.htm>
13. Social Watch. [Citado 25 Junio 2009] Disponible en: <http://www.socialwatch.org/es/avancesyRetrospectos/IEG/tablas/SWGEI.htm>
14. Organización de Naciones Unidas. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. Oficina de Desarrollo Humano. Informe Mundial de Desarrollo Humano 1995. [Citado 24 Dic 09] Disponible en: <http://pnud.sc17.info/files/InfoMundiales/IDH%201995.pdf>
15. Carrasco-Portiño M, Ruiz Cantero MT, Gil-González D, Álvarez-Dardet Díaz C, Torrubiano-Domínguez J. Epidemiología de las desigualdades del desarrollo de género en España (1990-2000). *Rev. Esp. Salud Pública* 2008; 82(3): 283-299.
16. Martínez Peinado J, Cairó Céspedes G. Gender and Regional Inequality in Human Development: The Case of Spain. *Fem Econ*. 2004; 10: 37-64.
17. Herrero C, Soler A, Villar A, Sabater S (Ed). Capital Humano y Desarrollo Humano en España, sus Comunidades Autónomas y Provincias 1980-2000. Valencia: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas; 2004.
18. Instituto Nacional de Estadística. INEBASE. Análisis y estudios demográficos. Indicadores demográficos básicos. Series desde 1975 hasta 2007. Esperanza de vida al nacer de mujeres y hombres. CCAA y provincias para el 2005. [Citado 25 Jun 09]. Disponible en: <http://www.ine.es/jaxiBD/menu.do?L=0&divi=IDB&his=0&type=db>
19. De Villota P. Reflexiones sobre el IDH relacionado con el IDM-IDG del PNUD. La desigualdad de género en España. En: De Villota P (Ed). Globalización y Género. Madrid: Editorial Síntesis; 1999. p. 109-166.
20. Instituto Nacional de Estadística. Encuesta de Población Activa. Metodología 2005. [Citado 25 Jun 09] Disponible en: http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=%2Ft22/e308_mnu&file=inebase&L=0
21. Instituto Nacional de Estadística. Revisión del Padrón municipal 2005. Datos a nivel nacional, comunidad autónoma y provincia. [Accedido 25 Junio 2009] Disponible en: <http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=/t20/e245/p04/a2005&file=pcaxis>
22. Ministerio de Educación y Deporte. Estadísticas de la Educación [Accedido 25 Junio 2009] Disponible en: http://www.educacion.es/mecd/jsp/plantilla.jsp?id=310&area=estadisticas&contenido=estadisticas/educativas/eenu/result_det/2005/resultados.html
23. Ministerio de Educación, Secretaria General del Consejo de Coordinación Universitaria. Estadística

- Universitaria. [Accedido 11 Junio 2009] Disponible en: <http://univ.micinn.fecyt.es/univ/jsp/plantilla.jsp?area=ccuniv&id=E123>
24. European Commission. Eurostat. [Accedido 05 Noviembre 2008] Disponible en: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home>
 25. Instituto Nacional de Estadística. Encuesta Anual de Estructura Salarial. [Accedido 11 Septiembre 2009]. Disponible en: <http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=%2Ft22/p133&file=inebase&L=0>
 26. Goerlich F, Mas M. Inequality in Spain 1973-1991: Contribution to a Regional Database. *Rev Income & Wealth* 2001; 47: 361-379.
 27. Ministerio de Igualdad. Informe sobre la discriminación laboral de la mujer 2004-2007. [Accedido 16 Junio 2009] Disponible en: http://www.migualdad.es/mujer/mujeres/estud_inves/discriminacion_laroral.pdf
 28. Bardhan K, Klasen S. UNDP's Gender-Related Indices: A Critical Review. *World Development* 1999; 6: 985-1010.
 29. González B, Urbanos R.M, Ortega P. Oferta pública y privada de servicios sanitarios por comunidades autónomas. *Gac Sanit.* 2004; 18(Supl 1): 82-89.
 30. Ruiz-Cantero MT, Verdú-Delgado M. Sesgo de género en el esfuerzo terapéutico. *Gac Sanit* 2004; 18 (Supl 1): 118-125.
 31. Navarro V. Bienestar Insuficiente, Democracia Incompleta. Sobre lo que no se habla en nuestro país. Barcelona: Anagrama, 2003.
 32. Álvarez-Dardet C. El papel de la epidemiología en la definición de las políticas. Hacia la salud pública que se necesita. *Gac Sanit.* 2008; 22 (Supl 1): 8-13.
 33. Annandale E, Hunt K (eds). *Gender inequality in Health.* Buckingham: Open University Press; 1999.
 34. Orloff A. Gender in the Welfare State. *Annu Rev Sociol.* 1996; 22: 51-78.
 35. Beutel AM, Axinn W.G. Gender, Social Change, and Educational Attainment *Econ Dev Cult Change.* 2002; 51 (1): 109-134.
 36. Unión General de Trabajadores (UGT) Secretaría para la igualdad. Departamento Confederal de la Mujer. Informe sobre el empleo de las mujeres en cifras. 2009. Disponible en: <http://www.ugt.es/Mujer/informe8marzo2009.pdf>

ORIGINAL

MORBILIDAD PSÍQUICA, EXISTENCIA DE DIAGNÓSTICO Y CONSUMO DE PSICOFÁRMACOS. DIFERENCIAS POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS SEGÚN LA ENCUESTA NACIONAL DE SALUD DE 2006

Ignacio Ricci-Cabello (1,2), Isabel Ruiz-Pérez (1,2), Juncal Plazaola-Castaño (1,2) e Isabel Montero-Piñar (1,3)

- (1) CIBER Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP).
- (2) Escuela Andaluza de Salud Pública. Granada.
- (3) Universidad de Valencia.

RESUMEN

Fundamentos: En España no existe ningún estudio en el que se hayan tomado muestras representativas por Comunidades Autónomas (CCAA) para estudiar la morbilidad psíquica. Los objetivos de este trabajo son describir su prevalencia, la presencia de diagnóstico, el consumo de psicofármacos, el apoyo social y la salud autopercibida y la relación entre la morbilidad psíquica y el resto de variables, tanto a nivel nacional como de CCAA.

Método: Estudio transversal. Fuente de información: Encuesta Nacional de Salud 2006, muestra 29.478 personas. Variables estudiadas: sociodemográficas, morbilidad psíquica (GHQ-12), estado de salud autopercibido, diagnóstico de trastorno mental, apoyo social funcional (Duke) y consumo y prescripción de psicofármacos. Para determinar la frecuencia se utilizó el porcentaje y los intervalos de confianza al 95%. Para estudiar la relación entre morbilidad psíquica y el resto de variables se utilizó la prueba de Chi cuadrado, considerando la significación estadística con un valor de $p < 0,05$.

Resultados: La prevalencia de morbilidad psíquica fue del 20,1%, siendo la CA más alta la de las Islas Canarias (28,2%) y La Rioja la más baja (12,2%). El 62,4% de las personas con morbilidad psíquica nunca había recibido un diagnóstico y el 71,6% no había consumido psicofármacos en los últimos 12 meses. La Rioja fue la CA con un mayor porcentaje de casos no diagnosticados (81,8%) y no tratados con psicofármacos (83,1%), mientras que en el Principado de Asturias estos porcentajes fueron los más bajos. El 8,1% de las personas con morbilidad psíquica tenían bajo apoyo social y el 63,8% afirmaban tener mala salud.

Conclusiones: La morbilidad psíquica es un fenómeno prevalente y más de la mitad de las personas que la sufren no reciben diagnóstico ni tratamiento farmacológico, existiendo importantes variaciones entre las CCAA.

Palabras clave: Salud mental. Encuestas de Atención de la Salud. Diagnóstico. Terapéutica. Accesibilidad a los servicios de salud. Prevalencia.

Correspondencia:

Ignacio Ricci Cabello
Escuela Andaluza de Salud Pública.
Cuesta del Observatorio nº4. Campus Universitario de Cartuja,
18080 Granada, España.
ignacio.ricci.easp@juntadeandalucia.es

ABSTRACT

Mental Disease, Existence of Diagnostic, Use of Psychotropic Medication. Differences by Autonomous Communities under the National Health Survey 2006

Background: Most of the studies on psychological distress in Spain have been conducted in small geographical areas or specific population groups. However, there are no studies that provide representative data for each Autonomous Community (AC). The objectives of this paper are to determine, both in Spain and in the AC, the prevalence of psychological distress, diagnosis, use of psychoactive medication, social support and self-perceived health, as well as to study the association between psychological distress and the rest of the variables.

Methods: Cross-sectional study, using data from the 2006 National Health Survey, that was completed by 29,478 persons. Variables studied: sociodemographics, psychological distress (GHQ-12), self-perceived health, mental disorder diagnosis, functional social support (Duke) and use and prescription of psychoactive medication.

Results: The prevalence of psychological distress in Spain was 20,1%; the highest prevalence was found in Canary Islands (28,2%) and the lowest in La Rioja (12,2%). Among those who presented psychological distress, 62,4% had never received a mental disorder diagnosis, and 71,6% had not used psychoactive medication in the last year. The highest prevalences of non-diagnosed cases (81,8%) and cases non-treated with psychoactive medication (83,1%) were found in La Rioja, whereas the lowest prevalences were found in Asturias. Eight percent of the persons who presented psychological distress had low social support and 63,8% reported bad self-perceived health.

Conclusions: Psychological distress is a prevalent phenomenon, and more than half of the persons who suffer it receive neither a diagnosis nor psychoactive medication. Moreover, there are considerable differences between the AC.

Keywords: Mental Health. Health Care Surveys. Diagnosis. Therapeutics. Health Services Accessibility. Prevalence. Small-Area Analysis.

INTRODUCCIÓN

En los años 80 comenzaron a realizarse numerosos estudios en diferentes países para estimar la prevalencia de trastornos mentales en población general, poniéndose de manifiesto que son frecuentes, constituyen una importante fuente de discapacidad, provocan una marcada disminución de la calidad de vida y causan elevados costes para los sistemas sanitarios¹⁻⁴.

El primer estudio a gran escala en población general y con criterios diagnósticos específicos se realizó en Estados Unidos entre los años 1980-1984, determinándose que una tercera parte de la población había recibido alguna vez un diagnóstico de trastorno mental, una de cada 5 personas en el último año⁵. Este mismo estudio fue replicado en el año 2007, observándose un notable aumento en las prevalencias de los trastornos psíquicos. Se estimó que la mitad de la población había sufrido algún tipo de trastorno mental a lo largo de su vida y una cuarta parte lo estaba sufriendo en el momento en el que se realizó el estudio⁶. A nivel europeo, cabe destacar un estudio llevado a cabo entre los años 2001-2002 llamado «European Study of the Epidemiology of Mental Disorders» (ESE-MeD)⁷ el cual, a través de entrevistas domiciliarias a 22.000 personas en 6 países europeos (Bélgica, Francia, Alemania, Italia, Holanda y España), determinó la prevalencia de morbilidad psíquica y factores asociados. Este estudio puso de manifiesto que un 11,5% de la población había sido diagnosticada de algún trastorno mental en el último año y el 25,9% en algún momento de su vida.

En España, los primeros estudios se realizaron en Navarra⁸, Cantabria⁹ y Baix Llobregat¹⁰. Entre los artículos publicados más recientemente cabe destacar el estudio ODIN, que analizó la prevalencia de depresión en Cantabria¹¹, y el de Vázquez y cols. sobre la prevalencia de morbilidad psíquica en personas sin hogar en Madrid¹². También Roca-Bennasar y cols. determinaron la pre-

valencia de morbilidad psíquica en la población general de la isla de Formentera¹³. No obstante, una característica común a todos estos estudios es que se llevaron a cabo en áreas geográficas pequeñas o grupos poblacionales específicos y con criterios diagnósticos e instrumentos de medición diferentes, lo que explicaría el amplio rango de prevalencias detectadas (14,7-27,2%).

A diferencia de EEUU y otros países europeos, que a principios del 2000 ya disponían de datos nacionales de prevalencia sobre morbilidad psíquica, en España no se obtuvieron las primeras cifras hasta el año 2005. En esa fecha se publicaron los resultados correspondientes a España del estudio ESE-MeD¹⁴, estimándose la prevalencia de morbilidad a nivel nacional en torno al 8,5% en el último año y al 19,5% en algún momento de la vida. No obstante, en este estudio no se analizaron muestras representativas en todas las Comunidades Autónomas (CCAA).

Además, al importante problema que supone la elevada prevalencia de morbilidad psíquica hay que añadirle el hecho de que existe una alta proporción de personas que no recibe diagnóstico ni tratamiento. En este sentido, se estima que el 49% de las personas con morbilidad psíquica en Europa no son diagnosticadas y que el 20,7% de las que son diagnosticadas no reciben ningún tipo de tratamiento farmacológico¹⁵. En España, el porcentaje de personas con trastorno psiquiátrico que no consumen psicofármacos es del 58,8%, habiéndose puesto también de manifiesto que el consumo es mayor cuando existe comorbilidad y que los fármacos más utilizados son las benzodiazepinas seguidas por los antidepresivos¹⁶.

Tradicionalmente los estudios epidemiológicos sobre los trastornos mentales contemplan variables relacionadas con el apoyo social, ya que se considera que las redes sociales de apoyo están implicadas en la etiología y recuperación de enfermedades, tanto somáticas como psíquicas. Así, quie-

nes tienen vínculos sociales suelen tener tasas de morbi-mortalidad menores que quienes no los tienen¹⁷. De igual forma, la percepción del propio estado de salud también ha sido estudiada de forma reiterada, pues refleja tanto la salud física como la psíquica, y se ha comprobado que es un buen predictor de otros indicadores más objetivos como la esperanza de vida, mortalidad, uso de servicios sanitarios, etc.¹⁸.

No obstante, a pesar del importante impacto que supone la morbilidad psíquica, tanto para la salud de la población general como para el sistema sanitario, hasta la fecha no se ha publicado ningún estudio en el que se analice su prevalencia, la frecuencia de recibir un diagnóstico de trastorno mental y de consumir psicofármacos, ni a nivel nacional ni de CCAA.

Para la realización del presente estudio se ha decidido utilizar los datos de la Encuesta Nacional de Salud 2006 (ENS-06)¹⁹ debido a que se caracteriza por ser representativa a nivel nacional y de CCAA así como por presentar una serie de innovaciones en su contenido, de las cuales la más determinante es la incorporación de nuevas dimensiones relacionadas con la salud de las personas, como salud mental. Así, en la ENS-06 se incorpora por primera vez el General Health Questionnaire-12 (GHQ-12)²⁰, un instrumento de cribado frecuentemente utilizado para determinar la prevalencia de morbilidad psíquica.

Este estudio tiene un doble objetivo:

- 1.º Describir la prevalencia de morbilidad psíquica y de diagnóstico, el consumo de psicofármacos, el nivel de apoyo social y la salud autopercebida en la población adulta española.
- 2.º Estudiar la relación de la morbilidad psíquica con la frecuencia de diagnóstico, el consumo de psicofármacos, el apoyo social y la salud autopercebida.

Todo ello tanto a nivel nacional como a nivel de CCAA, incluyendo las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla.

SUJETOS Y MÉTODOS

Fuentes de información y participantes. Los datos utilizados en este trabajo provienen del Cuestionario de Adultos (documento que recoge la información relativa a personas de 16 y más años sobre las dimensiones y determinantes de salud que son objeto de investigación) y del Cuestionario del Hogar (instrumento diseñado para recoger información sobre determinados aspectos relativos al hogar encuestado y sobre las características sociodemográficas de sus miembros) de la ENS-06.

Muestra y tipo de muestreo. El tipo de muestreo utilizado fue polietápico estratificado. Para cada Comunidad Autónoma se diseñó una muestra independiente, por ser uno de los objetivos de la encuesta facilitar datos con este nivel de desagregación. Las unidades de la primera etapa fueron las secciones censales y las de la segunda fueron las viviendas familiares principales. Dentro de cada vivienda se seleccionó aleatoriamente una persona adulta (16 o más años) para cumplimentar el Cuestionario de Adultos. En total se seleccionó una muestra de aproximadamente 31.300 viviendas distribuidas en 2.236 secciones censales, entrevistándose a 29.478 personas.

Procedimiento. El método de recogida de información fue el de entrevista personal, complementada cuando fue necesario, en casos excepcionales, mediante entrevista telefónica.

VARIABLES

VARIABLES SOCIODEMGRÁFICAS: comunidad autónoma a la que pertenece la vivienda,

sexo, estado civil, número de hijos, nacionalidad y nivel de ingresos de la persona adulta seleccionada.

Variables relacionadas con salud mental: morbilidad psíquica; estado de salud autopercibida en los últimos 12 meses (bueno y malo); diagnóstico de trastorno mental a lo largo de la vida (sí, no); consumo de psicofármacos en los últimos 12 meses (sí, no); tranquilizantes, relajantes, pastillas para dormir recetados en las últimas 2 semanas (sí, no); antidepresivos, estimulantes recetados en las últimas 2 semanas (sí, no). La variable «autoconsumo de antidepresivos, estimulantes» y «autoconsumo de tranquilizantes, relajantes, pastillas para dormir» fue calculada a partir de las últimas 4 variables mencionadas.

Otras variables: apoyo social funcional.

Instrumentos de medición. General Health Questionnaire (GHQ-12). Este cuestionario fue desarrollado para estimar la frecuencia de morbilidad psíquica en pacientes no psiquiátricos y en población general y ha sido validado en diferentes ámbitos y contextos. La versión de 12 ítems ha sido adaptada y validada en España²⁰. La puntuación del cuestionario oscila entre 0 y 12, siendo el punto de corte 2/3 para la población general; las personas que obtienen una puntuación superior o igual a tres se consideran probables casos psiquiátricos.

– Cuestionario de Apoyo Social Funcional Duke-UNC-11. Es un cuestionario autoadministrado que ha sido validado y adaptado en nuestro medio²¹. Consta de 11 ítems que evalúan el apoyo social funcional o cualitativo percibido, en dos dimensiones: la confidencial (posibilidad de contar con personas para comunicarse) y la afectiva (demostraciones de amor, cariño y empatía). Cada ítem se puntúa en un gradiente de frecuencia desde 1 a 5. La puntuación total oscila entre 11 y 55, estableciéndose el punto de corte 32/33, de forma que

se definen como personas con apoyo social aquellas que obtienen puntuaciones superiores a 32.

Análisis estadístico. Debido al complejo diseño de muestreo, y con el objeto de ajustar las características de la muestra (proporción de mujeres y hombres, número de personas de cada CCAA, proporción de personas con morbilidad psíquica en cada CCAA, etc.) a las características reales de la población española en el momento en el que se realizó la encuesta, así como de evitar un posible sesgo de participación, se utilizó una variable de ponderación ya incluida en la ENS para ser utilizada con dicho propósito¹⁹. Para determinar la frecuencia de morbilidad psíquica y del resto de variables se utilizó el porcentaje y los intervalos de confianza al 95%. Para estudiar la relación entre morbilidad psíquica y el resto de variables se utilizó la prueba de Chi cuadrado, considerando la significación estadística con un valor de $p < 0,05$. Todos los análisis se realizaron con el software estadístico SPSSv15.

RESULTADOS

Del total de 29.478 personas entrevistadas 17.833 (60,5%) fueron mujeres, con una edad media de 51,6 años y 1.1645 varones (39,5%), con edad media de 49,1 años. El 59,4% de las personas entrevistadas estaban casadas, el 25,4% solteras y el 12,5% viudas. En cuanto al número de hijos el 70,6% no tenía, el 15,9% tenía uno y el 13,5% tenía más de uno. El 93,6% de la muestra era española y el nivel de ingresos de la persona adulta seleccionada fue superior a 1.200 € en el 50,8% de los casos.

Como se puede observar en la tabla 1, la prevalencia puntual de morbilidad psíquica a nivel nacional fue del 20,1%. El 14,0% de las personas encuestadas afirmaron haber recibido a lo largo de su vida un diagnóstico de trastorno mental. El 9,8% había consumido psicofármacos en los últimos 12 meses; al

Tabla 1
Prevalencia de morbilidad psíquica, diagnóstico y consumo de psicofármacos a nivel nacional y por comunidades autónomas

Comunidad Autónoma	Morbilidad Psíquica			Diagnóstico a lo largo de la vida			Consumos de psicofármacos por trastornos mentales en los últimos 12 meses			Tranquilizantes, relajantes, pastillas para dormir recetados en las últimas 2 semanas			Antidepresivos, estimulantes recetados en las últimas 2 semanas		
	n	%	IC (95%)	n	%	IC (95%)	n	%	IC (95%)	n	%	IC (95%)	n	%	IC (95%)
Andalucía	469	18,9	17,4-20,5	367	14,8	13,4-16,2	272	11,0	9,8-12,2	254	10,3	9,1-11,5	148	6,0	5,1-6,9
Aragón	475	17,6	16,2-19,0	288	10,7	9,5-11,8	210	7,8	6,8-8,8	223	8,3	7,2-9,3	136	5,0	4,2-5,8
Canarias	316	28,2	25,5-30,8	145	12,9	10,9-14,9	104	9,3	7,6-11,0	170	15,1	13,0-17,2	107	9,5	7,8-11,2
Cantabria	213	12,5	10,9-14,1	183	10,7	9,3-12,2	139	8,2	6,9-9,5	162	9,5	8,1-10,9	67	3,9	3,0-4,8
Castilla la Mancha	182	16,8	14,6-19,1	136	12,5	10,6-14,5	85	7,9	6,3-9,5	100	9,3	7,5-11,0	54	4,4	3,3-6,3
Castilla León	187	14,2	12,3-16,1	140	10,7	9,0-12,3	86	6,6	5,2-7,9	103	7,8	6,4-9,3	57	4,4	3,3-5,5
Cataluña	433	17,6	16,1-19,1	320	13,0	11,7-14,4	223	9,1	8,0-10,3	223	9,5	8,3-10,6	128	5,4	4,5-6,3
Ciudades Autónomas de Ceuta y Melilla	123	23,4	19,8-27,0	60	11,5	8,8-14,3	44	8,3	5,9-10,7	39	7,4	5,2-9,7	21	3,9	2,2-5,6
Comunidad de Madrid	498	23,7	21,8-25,5	248	11,8	10,4-13,2	154	7,3	6,2-8,5	193	9,2	8,0-10,4	106	5,0	4,1-6,0
Comunidad Foral de Navarra	417	25,5	23,4-27,6	225	13,7	12,1-15,4	160	9,8	8,3-11,2	205	12,5	10,9-14,1	104	6,4	5,2-7,5
Comunitat Valenciana	414	24,1	22,1-26,1	229	13,3	11,7-14,9	164	9,5	8,1-10,9	191	11,1	9,6-12,6	77	4,5	3,5-5,4
Extremadura	166	18,7	16,1-21,2	131	14,7	12,4-17,0	103	11,6	9,5-13,7	77	8,6	6,8-10,5	57	6,4	4,7-8,0
Galicia	741	22,3	20,9-23,7	666	20,0	18,7-21,4	461	13,9	12,7-15,0	449	13,5	12,4-14,7	259	7,8	6,9-8,7
Illes Balears	426	25,1	23,0-27,2	303	17,9	16,0-19,7	197	11,6	10,1-13,1	196	11,6	10,0-13,1	112	6,6	5,4-7,8
La Rioja	89	12,2	9,8-14,6	32	4,4	2,9-5,9	29	4,0	2,6-5,5	35	4,8	3,2-6,3	17	2,4	1,3-3,5
País Vasco	167	15,1	13,0-17,2	141	12,7	10,7-14,7	90	8,1	6,5-9,7	120	10,9	9,0-12,7	66	5,9	4,5-7,3
Principado de Asturias	222	23,5	20,8-26,2	206	21,9	19,2-24,5	148	15,7	13,3-18,0	151	16,0	13,7-18,4	101	10,7	8,7-12,6
Región de Murcia	397	20,4	18,6-22,2	297	15,3	13,7-16,9	205	10,5	9,2-11,9	168	8,7	7,4-9,9	94	4,8	3,9-5,8
España	5935	20,1	19,7-20,6	4116	14,0	13,6-14,4	2874	9,8	9,4-10,1	3059	10,4	10,1-10,8	1708	5,8	5,6-6,0

10,4% le habían recetado en las últimas dos semanas tranquilizantes, relajantes o pastillas para dormir y al 5,8% antidepresivos o estimulantes. También se observó que los porcentajes de automedicación para dichos fármacos (entendidos como consumo sin prescripción médica) fueron del 3,4% y el 1,0% respectivamente.

La comunidad donde se detectó una mayor prevalencia fue Canarias (28,2%) seguida por la Comunidad Foral de Navarra (25,5%) y por las Islas Baleares (25,1%) y la que tuvo menor prevalencia fue La Rioja (12,2%) seguida por Cantabria (12,5%) y Castilla y León (14,2%). El Principado de Asturias es la CA con un mayor porcentaje de personas que han recibido un diagnóstico de trastorno mental (21,9%), que han consumido psicofármacos en los últimos 12 meses (15,7%) y que han recibido prescripción de tranquilizantes, relajantes y pastillas para dormir (16,0%) y antidepresivos y estimu-

lantes en las últimas 2 semanas (10,7%). Por el contrario, La Rioja fue la CA en la que se observó una menor frecuencia de diagnóstico (4,4%), menor frecuencia de consumo de psicofármacos en los últimos 12 meses (4,0%) y de prescripción tanto de tranquilizantes, relajantes y pastillas para dormir como antidepresivos y estimulantes en las últimas 2 semanas (4,8 y 2,4%).

En cuanto a la salud autopercebida y al nivel de apoyo social, se observó que el 33,6% de las personas encuestadas afirmaron tener una mala salud, mientras que el 3,0% contestó tener poco apoyo. A nivel de CCAA el porcentaje más alto de personas con un mal estado de salud autopercebida se observó en Galicia (45,4%), y en La Rioja el más bajo (23,9%). Por último, en la Comunidad Valenciana fue donde se recogió la mayor frecuencia de personas con bajo apoyo social (5,1%) mientras que en Extremadura la menor (0,6%) (figura 1).

Figura 1

Estado de salud auto percibida y apoyo social funcional

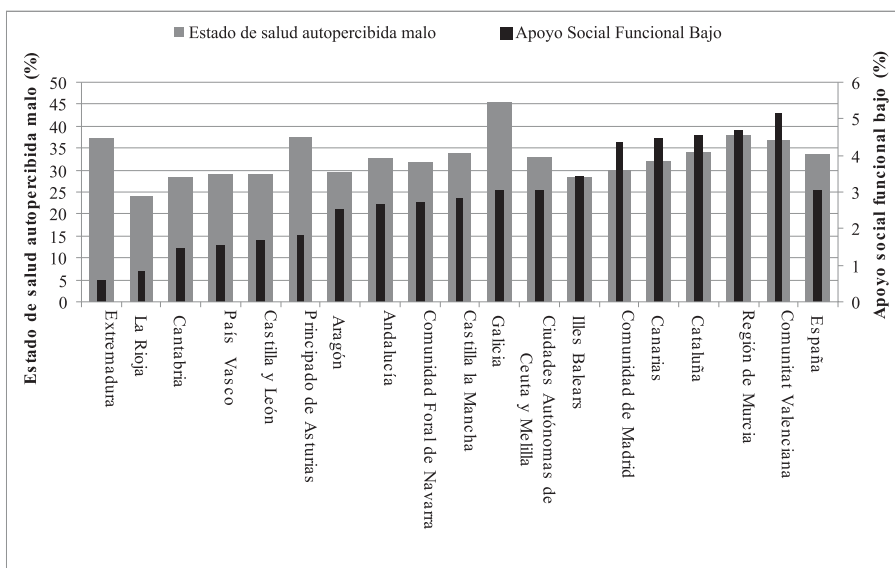


Tabla 2

Frecuencia de diagnóstico y consumo de psicofármacos en relación con la morbilidad psíquica

Comunidad Autónoma	MP	Diagnóstico a lo largo de la vida		Consumos de psicofármacos por trastornos mentales en los últimos 12 meses	
		No	Si	No	Si
Andalucía	No	1839 (91,6%)	168 (8,4%)	1896 (94,5%)	111 (5,5%)
	Sí	270 (57,6%)	199 (42,4%)	308 (65,7%)	161 (34,3%)
Aragón	No	2090 (93,9%)	135 (6,1%)	2134 (95,9%)	91 (4,1%)
	Sí	322 (67,6%)	154 (32,4%)	356 (74,9%)	119 (25,1%)
Canarias	No	765 (94,9%)	41 (5,1%)	784 (97,1%)	23 (2,9%)
	Sí	213 (67,4%)	103 (32,6%)	235 (74,1%)	82 (25,9%)
Cantabria	No	1395 (93,6%)	95 (6,4%)	1423 (95,4%)	68 (4,6%)
	Sí	125 (59,0%)	87 (41,0%)	141 (66,2%)	72 (33,8%)
Castilla la Mancha	No	824 (91,5%)	77 (8,5%)	855 (95,0%)	45 (5,0%)
	Sí	123 (67,6%)	59 (32,4%)	143 (78,1%)	40 (21,9%)
Castilla León	No	1052 (93,5%)	73 (6,5%)	1087 (96,5%)	39 (3,5%)
	Sí	120 (64,5%)	66 (35,5%)	139 (74,7%)	47 (25,3%)
Cataluña	No	1845 (91,2%)	177 (8,8%)	1902 (94,3%)	116 (5,7%)
	Sí	289 (67,1%)	142 (32,9%)	323 (74,9%)	108 (25,1%)
Ciudades Autónomas de Ceuta y Melilla	No	382 (95,3%)	19 (4,7%)	388 (96,8%)	13 (3,2%)
	Sí	81 (66,4%)	41 (33,6%)	92 (75,4%)	30 (24,6%)
Comunidad de Madrid	No	1514 (94,5%)	88 (5,5%)	1552 (96,9%)	49 (3,1%)
	Sí	336 (67,7%)	160 (32,3%)	389 (78,7%)	105 (21,3%)
Comunidad Foral de Navarra	No	1144 (93,9%)	74 (6,1%)	1175 (96,5%)	43 (3,5%)
	Sí	266 (63,9%)	150 (36,1%)	300 (72,1%)	116 (27,9%)
Comunitat Valenciana	No	1216 (93,1%)	90 (6,9%)	1242 (95,2%)	63 (4,8%)
	Sí	275 (66,4%)	139 (33,6%)	314 (75,8%)	100 (24,2%)
Extremadura	No	660 (91,0%)	65 (9,0%)	676 (93,1%)	50 (6,9%)
	Sí	101 (60,8%)	65 (39,2%)	113 (67,7%)	54 (32,3%)
Galicia	No	2250 (87,0%)	336 (13,0%)	2373 (91,8%)	212 (8,2%)
	Sí	409 (55,3%)	331 (44,7%)	491 (66,4%)	249 (33,6%)
Illes Balears	No	1155 (90,9%)	115 (9,1%)	1207 (95,0%)	63 (5,0%)
	Sí	238 (55,9%)	188 (44,1%)	292 (68,5%)	134 (31,5%)
La Rioja	No	622 (97,5%)	16 (2,5%)	623 (97,6%)	15 (2,4%)
	Sí	72 (81,8%)	16 (18,2%)	74 (83,1%)	15 (16,9%)
País Vasco	No	862 (91,7%)	78 (8,3%)	897 (95,5%)	42 (4,5%)
	Sí	105 (62,5%)	63 (37,5%)	120 (71,4%)	48 (28,6%)
Principado de Asturias	No	629 (87,2%)	92 (12,8%)	668 (92,6%)	53 (7,4%)
	Sí	107 (48,4%)	114 (51,6%)	127 (57,5%)	94 (42,5%)
Región de Murcia	No	1401 (90,5%)	147 (9,5%)	1452 (93,8%)	96 (6,2%)
	Sí	247 (62,2%)	150 (37,8%)	288 (72,5%)	109 (27,5%)
España	No	21646 (92,0%)	1887 (8,0%)	22335 (94,9%)	1192 (5,1%)
	Sí	3702 (62,4%)	2229 (37,6%)	4245 (71,6%)	1682 (28,4%)

Abreviaturas: MP, morbilidad psíquica. * Todas las variables son estadísticamente significativas con un valor de $p < 0,001$

Tabla 3

Apoyo social y salud autopercebida en relación con la morbilidad psíquica

Comunidad Autónoma	MP	Apoyo social		Salud autopercebida en los últimos 12 meses	
		Bajo	Alto	Malo	Bueno
Andalucía	No	24 (1,3%)	1876 (98,7%)	513 (25,6%)	1494 (74,4%)
	Sí	39 (8,5%)	422 (91,5%)	298 (63,5%)	171 (36,5%)
Aragón	No	36 (1,6%)	2150 (98,4%)	520 (23,4%)	1704 (76,6%)
	Sí	32 (6,8%)	436 (93,2%)	278 (58,5%)	197 (41,5%)
Canarias	No	17 (2,1%)	789(97,9%)	158 (19,6%)	648 (80,4%)
	Sí	33 (10,4%)	283 (89,6%)	201 (63,6%)	115 (36,4%)
Cantabria	No	12 (0,8%)	1420 (99,2%)	343 (23,0%)	1147 (77,0%)
	Sí	12 (5,7%)	198 (94,3%)	141 (66,2%)	72 (33,8%)
Castilla la Mancha	No	17 (1,9%)	877 (98,1%)	251 (27,9%)	650 (72,1%)
	Sí	13 (7,3%)	165 (92,7%)	115 (63,2%)	67 (36,8%)
Castilla León	No	13 (1,2%)	1108 (98,8%)	272 (24,2%)	854 (75,8%)
	Sí	10 (5,4%)	176 (94,6%)	109 (58,3%)	78 (41,7%)
Cataluña	No	37 (2,9%)	1256 (97,1%)	557 (27,5%)	1471 (72,5%)
	Sí	37 (10,9%)	301 (89,1%)	282 (65,1%)	151 (34,9%)
Ciudades Autónomas de Ceuta y Melilla	No	7 (1,7%)	395 (98,3%)	90 (22,4%)	311 (77,6%)
	Sí	9 (7,3%)	114 (92,7%)	82 (66,7%)	41 (33,3%)
Comunidad de Madrid	No	35 (2,3%)	1490 (97,7%)	347 (21,6%)	1260 (78,4%)
	Sí	52 (11,0%)	421 (89,0%)	281 (56,4%)	217 (43,6%)
Comunidad Foral de Navarra	No	17 (1,4%)	1189 (98,6%)	264 (21,7%)	954 (78,3%)
	Sí	27 (6,5%)	387 (93,5%)	252 (60,4%)	165 (39,6%)
Comunitat Valenciana	No	43 (3,3%)	1256 (96,7%)	361 (27,6%)	945 (72,4%)
	Sí	45 (10,9%)	367 (89,1%)	273 (65,9%)	141 (34,1%)
Extremadura	No	1 (0,1%)	703 (99,9%)	223 (30,7%)	503 (69,3%)
	Sí	4 (2,5%)	159 (97,5%)	110 (65,9%)	57 (34,1%)
Galicia	No	45 (1,8%)	2499 (98,2%)	975 (37,7%)	161 (62,3%)
	Sí	53 (7,3%)	678 (92,7%)	535 (72,2%)	206 (27,8%)
Illes Balears	No	23 (1,8%)	1244 (98,2%)	261 (20,6%)	1009 (79,4%)
	Sí	35 (8,2%)	391 (91,8%)	220 (51,6%)	206 (48,4%)
La Rioja	No	2 (0,3%)	636 (99,7%)	118 (18,5%)	520 (81,5%)
	Sí	4 (4,5%)	85 (95,5%)	56 (62,9%)	33 (37,1%)
País Vasco	No	9 (1,1%)	828(98,9%)	217 (23,1%)	723 (76,9%)
	Sí	6 (4,1%)	140 (95,9%)	102 (61,1%)	65 (38,9%)
Principado de Asturias	No	7 (1,0%)	712 (99,0%)	193 (26,8%)	528 (73,2%)
	Sí	10 (4,6%)	209 (95,4%)	160 (72,1%)	62 (27,9%)
Región de Murcia	No	44 (2,9%)	1489 (97,1%)	446 (28,8%)	1102 (71,2%)
	Sí	46 (11,6%)	349 (88,4%)	292 (73,6%)	105 (26,4%)
España	No	388 (1,7%)	21918 (98,3%)	6109 (25,9%)	17434 (74,1%)
	Sí	466 (8,1%)	5280 (91,9%)	3787 (63,8%)	2148 (36,2%)

En todas las CCAA se observan diferencias estadísticamente significativas con un valor de $p < 0,05$

Por otro lado, observamos que en España el 62,4% de las personas con morbilidad psíquica no han recibido nunca un diagnóstico de trastorno mental y el 71,6% no han consumido psicofármacos en los últimos 12 meses. A nivel de CCAA, La Rioja es la que presenta un mayor porcentaje de casos no diagnosticados (81,8%). Además, las personas con morbilidad psíquica pertenecientes a esta CA son las que consumen menos psicofármacos (los consumen el 16,9% de quienes tienen morbilidad). Por el contrario, en el Principado de Asturias es donde se observa un mayor porcentaje de casos diagnosticados (51,6%) y de consumo de psicofármacos (42,5%) entre las personas con morbilidad psíquica. Se observaron diferencias estadísticamente significativas entre los grupos de personas con morbilidad y sin morbilidad psíquica tanto en el diagnóstico como en el consumo de psicofármacos ($p < 0,001$) a nivel nacional y en todas las CCAA (tabla 2).

Por último, la falta de apoyo social fue más frecuente entre aquellas personas con morbilidad psiquiátrica (8,1%) que en aquellas donde no se detectó morbilidad (1,7%) (tabla 3), destacando la Región de Murcia, donde se detectaron los mayores porcentajes de bajo apoyo social (11,6%), mientras que en Extremadura los porcentajes fueron los menores (2,5%). Los porcentajes más elevados de mala salud percibida entre personas con morbilidad psiquiátrica fueron obtenidos igualmente en Murcia (73,6%) y en Galicia (72,2%), mientras que Illes Balears y la Comunidad de Madrid fueron las CCAA donde se observó una frecuencia menor (51,6 y 56,4%). Destacar que tanto las diferencias en apoyo social como en salud autorpercibida entre personas con y sin morbilidad psíquica fueron estadísticamente significativas tanto a nivel nacional como en todas las CCAA ($p < 0,05$).

DISCUSIÓN

Los resultados de este estudio sitúan la prevalencia puntual de morbilidad psíquica

en España en el 20,1% y muestran que el 62,4% de las personas con morbilidad psíquica nunca han recibido un diagnóstico y que el 71,6% no ha consumido psicofármacos en los últimos 12 meses. También se pone de manifiesto la existencia de importantes diferencias entre las CCAA en las cuestiones estudiadas. Hasta donde los autores y autoras conocen, este estudio es el primero que ha determinado la prevalencia de morbilidad psíquica tanto a nivel nacional como a nivel de CCAA, aunque podrían existir ciertas limitaciones que a continuación se mencionan.

En primer lugar, como señala Montero²², aunque el GHQ genera unas cifras más uniformes, estas son generalmente más elevadas que las detectadas mediante entrevistas psiquiátricas, ya que incluyen manifestaciones subclínicas. No obstante, tal vez ello se vea contrarrestado por el hecho de que este instrumento no está diseñado para efectuar un cribado de toda la patología psiquiátrica, sino que se restringe a los casos con posibles diagnósticos «no psicóticos»²³. La tasa de respuesta obtenida en el presente estudio fue del 96%, aunque para ello tuvieron que recurrir a la utilización de hogares de reserva, por lo que es posible que se haya incurrido en un sesgo de selección. En este sentido, parece ser que la falta de respuesta podría estar relacionada con una mayor prevalencia de morbilidad psíquica²⁴. De todas formas, en este caso, el sesgo estaría infraestimando la magnitud del problema. Por otro lado, el diseño transversal del estudio dificulta la posibilidad de realizar inferencias sobre la causalidad o el mecanismo de asociación entre la morbilidad psíquica y el resto de variables estudiadas.

El único estudio existente hasta el momento que haya estimado la prevalencia de morbilidad psíquica en una muestra representativa de la población española, el ESEMeD, situó la prevalencia-año en un 8,4% y la prevalencia-vida en un 19,4%, cifras claramente inferiores a la prevalencia

puntual observada en este trabajo. Ello podría ser debido a las diferencias tanto metodológicas como en el tipo de instrumento de exploración psicopatológico utilizado, ya que mientras que el GHQ-12 es un instrumento de cribado, el CIDI (utilizado en el ESEMeD) es un instrumento que aporta datos según los criterios diagnósticos CIE-10 y/o DSM-IV y con una menor proporción de falsos positivos. Así, los estudios en los que se ha estimado la prevalencia puntual a través del GHQ, como los llevados a cabo en Galicia²⁵, Cataluña²⁶, Formentera²⁷ o Cantabria⁹ arrojan unas cifras de prevalencia de morbilidad psíquica similares al presente estudio, con un rango comprendido entre el 14,7 y el 27,2%. También se han observado prevalencias similares a las encontradas en el presente trabajo en estudios internacionales en los que se ha utilizado el GHQ^{28,29}. Por otro lado, los estudios internacionales que han estimado la prevalencia de morbilidad psíquica en países como EEUU², Australia³⁰, Holanda³ y Noruega³¹, y que para ello han utilizado el CIDI, arrojan cifras de pre-

valencia-año comprendidas en un rango de entre el 17% y el 33%, evidenciando la existencia de una importante variabilidad en los diferentes países.

En cuanto a la prevalencia de morbilidad psíquica en cada una de las CCAA llama la atención la existencia de cierto patrón geográfico, de forma que los dos archipiélagos presentan una elevada prevalencia, seguidos de las CCAA situadas en el sur de la península, y por último, las situadas en el norte son las que experimentan una menor prevalencia (figura 2). Las explicaciones a este patrón podrían ser múltiples y encontrarse en diferentes niveles: individual, comunitario, social, político, climatológico etcétera. Así, un trabajo que abordó la relación entre urgencias psiquiátricas y condiciones meteorológicas en la isla de Tenerife puso de manifiesto la influencia de las altas temperaturas y episodios de Sirocco (viento mediterráneo procedente del Sáhara) en las tentativas de suicidio y el síndrome de agitación psicomotriz³².

Figura 2

Prevalencia de morbilidad psíquica en las CCAA



El consumo de psicofármacos en España (9,8%) es inferior al observado en el ESE-MeD-España (16%)¹⁶. Además, el hecho de que la prescripción de tranquilizantes, relajantes y pastillas para dormir sea significativamente mayor que la de antidepresivos y estimulantes cobra sentido, ya que el primer grupo de psicofármacos es de uso generalizado, mientras que la prescripción del segundo tipo está más restringida a la presencia de patologías concretas. Es por ello que nuestro resultado coincide en gran medida con lo observado previamente tanto en España¹⁶ como en otros países³³.

Al relacionar la frecuencia del diagnóstico con la morbilidad psíquica se observa que, a excepción del Principado de Asturias, en todas las CCAA más de la mitad de las personas con morbilidad psíquica no son diagnosticadas. Este dato, no obstante, coincide en gran medida con lo observado previamente en el estudio de Alonso y cols.¹⁵, en el que se situó esta cifra en torno al 50%. Ello podría ser al menos parcialmente explicado por la conducta de enfermedad, ya que si estas personas no buscan ayuda médica no pueden ser diagnosticadas. Por una parte, la estigmatización social relacionada con el padecimiento de problemas psiquiátricos podría repercutir en una infrautilización de los servicios sanitarios³⁴. Ello, junto a que una parte de los trastornos detectados por el GHQ-12 son considerados casos subclínicos y a que la ventana temporal de dicho instrumento es de dos semanas (lo que puede provocar que la persona afectada no haya tenido tiempo de recibir un diagnóstico) podría también explicar en parte estas elevadas cifras de personas no diagnosticadas. Por otro lado, el que se hayan identificado personas que han recibido un diagnóstico a lo largo de su vida pero que no cumplen criterios de posible caso podría explicarse porque en el momento de la realización de la encuesta estas personas ya se habían recuperado.

Al igual que en el caso del diagnóstico, una elevada proporción de las personas con

morbilidad psíquica no consumen psicofármacos, lo cual está en consonancia tanto con lo observado en España (58,8%) como en diferentes países Europeos (67,4%)³³. Muy probablemente las causas de ello sean las mismas que las de la baja proporción de personas diagnosticadas, ya que en España el consumo de psicofármacos está estrechamente relacionado con la prescripción médica, lo cual también explicaría los bajos porcentajes de automedicación observados. Además, quizás estas personas están recibiendo otro tipo de tratamiento no farmacológico, como por ejemplo psicoterapia.

Igual que se ha constatado previamente³⁵, en este estudio se pone de manifiesto que las personas con bajo apoyo social y con peor salud autopercebida padecen con mayor frecuencia morbilidad psíquica. Dado que la salud autopercebida engloba tanto a la salud mental como a la física, no es discordante que tanto personas con y sin morbilidad psíquica perciban su salud como mala, aunque el porcentaje observado es mayor en los primeros. Cabe destacar que las frecuencias más elevadas de mala salud autopercebida entre los sujetos con morbilidad se observan en las CCAA menos pobladas, como la Región de Murcia, Galicia, Cantabria o el Principado de Asturias.

Además se constata que las personas con morbilidad psíquica tienen menor apoyo social que aquellas sin morbilidad. Al ser el diseño transversal, desconocemos si el aislamiento social es causa o consecuencia de la morbilidad psíquica. En cualquier caso, potenciar las redes de apoyo parece una intervención necesaria.

En conclusión, en este trabajo se ha puesto de manifiesto que la morbilidad psíquica es frecuente, que más de la mitad de las personas con morbilidad no han recibido un diagnóstico ni consumen psicofármacos y que todo ello varía de forma significativa entre las diferentes CCAA. No obstante, al ser este un estudio puramente descriptivo,

nos es imposible analizar las causas subyacentes a estos hallazgos. Por ello consideramos que estos datos podrían suponer un punto de partida para la realización de futuros estudios para determinar los factores que condicionan tanto la aparición de morbilidad psíquica como las diferencias existentes entre las CCAA en la atención sanitaria a este problema de salud. Además, los resultados aquí presentados podrían ser una información útil para los gestores de salud en la realización de una planificación de los servicios relacionados con la atención sanitaria más ajustada a las necesidades y realidad de cada una de las CCAA.

BIBLIOGRAFÍA

1. WHO International Consortium in Psychiatric Epidemiology. Cross-national comparisons of the prevalences and correlates of mental disorders. *Bull World Health Organ.* 2000; 78:413-26.
2. Kessler RC, McGonagle KA, Zhao S, Nelson CB, Hughes M, Eshleman S et al. Lifetime and 12-month prevalence of DSM-III-R psychiatric disorders in the United States. Results from the National Comorbidity Survey. *Arch Gen Psychiatry.* 1994; 51:8-19.
3. Bijl RV, Ravelli A, van Zessen G. Prevalence of psychiatric disorder in the general population: results of The Netherlands Mental Health Survey and Incidence Study (NEMESIS). *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol.* 1998; 33:587-95.
4. Kessler RC, Berglund P, Demler O, Jin R, Koretz D, Merikangas KR et al. The epidemiology of major depressive disorder: results from the National Comorbidity Survey Replication (NCS-R). *JAMA.* 2003; 289:3095-105.
5. Regier DA, Farmer ME, Rae DS, Locke BZ, Keith SJ, Judd LL et al. Comorbidity of mental disorders with alcohol and other drug abuse. Results from the Epidemiologic Catchment Area (ECA) Study. *JAMA.* 1990; 264:2511-8.
6. Kessler RC, Gruber M, Hettema JM, Hwang I, Sampson N, Yonkers KA. Co-morbid major depression and generalized anxiety disorders in the National Comorbidity Survey follow-up. *Psychol Med.* 2008; 38:365-74.
7. Alonso J, Angermeyer MC, Bernert S, Bruffaerts R, Brugha TS, Bryson H et al. Prevalence of mental disorders in Europe: results from the European Study of the Epidemiology of Mental Disorders (ESEMeD) project. *Acta Psychiatr Scand. Suppl* 2004; 420:21-7.
8. Vazquez Barquero JL, Munox PE, Madoz J, V. The influence of the process of urbanization on the prevalence of neurosis. A community survey. *Acta Psychiatr Scand.* 1982; 65:161-70.
9. Vazquez Barquero JL, Díez Manrique JF, Peña C, Almada J, Saramiego C. A community mental health survey in Cantabria, a general description of morbidity. *Psychol Med.* 1987; 17:227-41.
10. Herrera R, Gispert R, Spagnolo E, Autonell J. Estudio epidemiológico en salud mental de la comarca del Baix Llobregat (Barcelona). *InformPsiquiatr.* 1990; 120:111-31.
11. Ayuso-Mateos JL, Vazquez-Barquero JL, Dowrick C, Lehtinen V, Dalgard OS, Casey P et al. Depressive disorders in Europe: prevalence figures from the ODIN study. *Br J Psychiatry.* 2001; 179:308-16.
12. Vazquez C, Munoz M, Sanz J. Lifetime and 12-month prevalence of DSM-III-R mental disorders among the homeless in Madrid: a European study using the CID. *Acta Psychiatr Scand.* 1997; 95:523-30.
13. Roca-Bennasar M, Gili-Planas M, Ferrer-Perez V, Bernardo-Arroyo M. Mental disorders and medical conditions. A community study in a small island in Spain. *J Psychosom Res.* 2001; 50:39-44.
14. Haro J, Palacina C, Vilagut G, Martínez M, Bernal M. Prevalencia de los trastornos mentales y factores asociados: resultados del estudio ESEMeD-España. *Med Clin (Barc).* 2006; 126:445-51.
15. Alonso J, Angermeyer M.C, Brugha T.S, Bryson H, Girolamo G, Graaf R. Use of mental health services in Europe: results from the European Study of the Epidemiology of Mental Disorders (ESEMeD) project. *Acta Psychiatr Scand.* 2004; 109:47-54.
16. Codony M, Alonso J, Almansa J, Vilagut G, Domingo A, Pinto-Meza A et al. Uso de fármacos psicotrópicos en España. Resultados del estudio ESEMeD-España. *Actas Esp Psiquiatr.* 2007; 35:29-36.
17. Llor B, Abad MA, García M, Nieto J. Ciencias psicosociales aplicadas a la salud. Factores psicosociales en las enfermedades crónicas. 1ª ed. Córdoba:Universidad de Córdoba,1998.

18. Arber S. Comparing inequalities in women's and men's health: Britain in the 1990s. *Soc Sci Med.* 1997; 44:773-87.
19. Ministerio de Sanidad y Política Social. Encuesta Nacional de Salud [archivo electrónico] 2006 [consultado 15-01-2010]: Disponible en: <http://www.msc.es/estadEstudios/estadisticas/encuestaNacional/encuesta2006.htm>
20. Lobo A, Muñoz PE. Versiones en lengua española validadas. En: Goldberg D., Williams P., editors. Cuestionario de Salud General GHQ (General Health Questionnaire). Guía para el usuario de las distintas versiones. Barcelona: Masson, 1996.
21. Bellón JA, Lardelli P, Delgado A, de Dios J. Validez y fiabilidad del cuestionario de Apoyo Social funcional de Duke-UNC-11. *Aten Primaria.* 1996; 18:153-63.
22. Montero I, Aparicio D, Gomez-Beneyto M, Moreno-Kustner B, Reneses B, Usall J et al. Género y salud mental en un mundo cambiante *Gac Sanit.* 2004; 18:175-81.
23. Brugha TS, Bebbington PE, Jenkins R, Meltzer H, Taub NA, Janas M et al. Cross validation of a general population survey diagnostic interview: a comparison of CIS-R with SCAN ICD-10 diagnostic categories *Psychol Med.* 1999; 29:1029-42.
24. Kessler RC, Little RJ, Groves RM. Advances in strategies for minimizing and adjusting for survey nonresponse. *Epidemiol Rev.* 1995; 17:192-204.
25. Mateos R, Rodríguez-López A. Epidemiología de las Demencias: Perspectivas metodológicas y datos de prevalencia. *Jano.* 1989; 3:21-8.
26. Rajmil L, Gispert MR, Roset GM, Muñoz Rodríguez PE, Segura BA. Prevalencia de trastornos mentales en la población general de Cataluña. *Gac Sanit.* 1998; 12:153-9.
27. Roca M, Gili M, Ferrer V, Bernardo M, Montano JJ, Salva JJ et al. Mental disorders on the island of Formentera: prevalence in general population using the Schedules for Clinical Assessment in Neuropsychiatry (SCAN). *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol.* 1999; 34:410-5.
28. Fones CS, Kua EH, Ng TP, Ko SM. Studying the mental health of a nation: a preliminary report on a population survey in Singapore. *Singapore Med J.* 1998; 39:251-5.
29. Noorbala AA, Bagheri Yazdi SA, Yasamy MT, Mohammad K. Mental health survey of the adult population in Iran. *Br J Psychiatry.* 2004; 184:70-3.
30. Henderson S, Andrews G, Hall W. Australia's mental health: an overview of the general population survey. *Aust N Z J Psychiatry.* 2000; 34:197-205.
31. Kringlen E, Torgersen S, Cramer V. A Norwegian psychiatric epidemiological study. *Am J Psychiatry.* 2001; 158:1091-8.
32. San Gil Martín J. Urgencias Psiquiátricas y Condiciones Meteorológicas en la Isla de Tenerife [tesis doctoral]. Tenerife (ES): Universidad La Laguna.: 1986.
33. Alonso J, Angermeyer MC, Bernert S, Bruffaerts R, Brugha TS, Bryson H et al. Psychotropic drug utilization in Europe: results from the European Study of the Epidemiology of Mental Disorders (ESEMeD) project. *Acta Psychiatr Scand Suppl.* 2004; 420:55-64.
34. Corrigan P. How stigma interferes with mental health care. *Am Psychol.* 2004; 59:614-25.
35. Leskela U, Rytala H, Komulainen E, Melartin T, Sokero P, Lestela-Mielonen P et al. The influence of adversity and perceived social support on the outcome of major depressive disorder in subjects with different levels of depressive symptoms. *Psychol Med.* 2006; 36:779-88

ORIGINAL

COMPARACIÓN DE LOS MÉTODOS ACTUALES DE CRIBADO PRENATAL DEL SÍNDROME DE DOWN

Cindy Hörmansdörfer (1), Alejandro Corral (2), Alexander Scharf (3), Bernhard Vaske (4), Peter Hillemanns (1) y Peter Schmidt (1)]

(1) Departamento de Obstetricia y Ginecología Universidad de Medicina de Hannover.

(2) Departamento de Obstetricia y Ginecología. Hospital Evangélico de Oberhausen.

(3) Departamento de Obstetricia y Ginecología Universidad de Heidelberg.

(4) Departamento de Biometría y Estadística Médica. Universidad de Medicina de Hannover.

RESUMEN

Fundamento: En España se ofrece a todas las mujeres gestantes a partir de los 35 años un examen genético a través de un diagnóstico invasivo (indicación por edad materna (IPEM)) para detectar casos fetales de trisomía 21. En la última década se elaboraron cinco distintos programas de cálculo de riesgo utilizando el «cribado del primer trimestre». El objetivo de este estudio es comparar los resultados de los diferentes métodos de screening para detectar el mejor procedimiento en la actualidad.

Métodos: Desde el 31.08.1999 hasta el 24.05.2007 se realizaron 7.736 screenings del primer trimestre completos, incluyendo el estado de salud del feto, en tres centros de medicina prenatal en las ciudades de Hannover, Peine y Wolfenbüttel en Alemania, de los cuales se analizaron en este estudio retrospectivamente 6.508 casos de datos. Se determinó la edad materna y se efectuaron cálculos de riesgo con los programas PIA, PRC, JOY, AFS y AFS-3D.

Resultados: La IPEM alcanzó una sensibilidad de 57,50%, detectando 23 de 40 casos de trisomía, y una tasa de falsos positivos de 21,60%. En comparación, todos los programas obtuvieron mejores resultados alcanzando una sensibilidad entre 90,00% (AFS) y 92,50% (PIA, PRC, JOY, AFS-3D) y una tasa de falsos positivos entre 2,64% (AFS-3D) y 7,87% (PIA). La diferencia fue de alta significancia ($p < 0,0001$).

Conclusiones: La IPEM es obsoleta e inadecuada en comparación a los programas de cálculo de riesgo, de los cuales todos demostraron rendimientos que se encuentran dentro del rango de publicaciones internacionales comparables. Entre estos programas JOY, AFS y AFS-3D obtuvieron los mejores resultados.

Palabras Claves: Aneuploidía. Síndrome de Down. Cribado del primer trimestre. Trisomía 21. Edad materna.

Correspondencia:
Cindy Hörmansdörfer, MPH
Gartenstr. 23
26122 Oldenburg
ALEMANIA
cinsanchez@hotmail.com

ABSTRACT

Comparison of Current Methods of Prenatal Screening for Down Syndrome

Background: In Spain all pregnant women aged 35 years and older are offered genetic examination through invasive testing in order to detect fetal trisomy 21 cases (maternal age indication (MAI)). In the last decade five distinct software programs utilizing the «first trimester screening (FTS)» were developed. The objective of this study is to compare the test performance of the different screening methods in order to detect the best current approach.

Methods: 7.736 complete first trimester screenings, including the fetal outcome, were realized between 31.08.1999 and 24.05.2007 in three prenatal health centres in Hannover, Peine, and Wolfenbüttel in Germany. Out of these 6.508 cases were analyzed retrospectively in this study. Maternal age was determined and risk calculation with the software programs PIA, PRC, JOY, AFS and AFS-3D was executed.

Results: The MAI reached a sensitivity of 57.50%, detecting only 23 out of 40 trisomy 21 cases, and a false positive rate of 21.60%. In comparison, all risk calculation programs obtained superior results, attaining a sensitivity between 90.00% (AFS) and 92.50% (PIA, PRC, JOY, AFS-3D) and a false positive rate between 2.64% (AFS-3D) and 7.87% (PIA). The difference was highly significant ($p < 0.0001$).

Conclusions: The MAI is obsolete and inadequate in comparison with the risk calculation software, out of which all obtained test performances within the range of comparable international publications. Among these programs, JOY, AFS, and AFS-3D obtained the best results.

Key words: Aneuploidy. Down syndrome. First Trimester pregnancy. Trisomy 21. Maternal age.

INTRODUCCIÓN

El síndrome de Down (trisomía 21), con una incidencia de aproximadamente de 1 por cada 600 nacimientos, tiene la mayor relevancia entre las aberraciones cromosómicas numéricas¹. Como el riesgo aumenta con la edad materna, en España se ofrece a todas las mujeres gestantes a partir de los 35 años un examen genético a través de un diagnóstico invasivo (amniocentesis o biopsia corial). Este procedimiento, llamado «indicación por edad materna (IPEM)», se creó en los años setenta, cuando solo el 5% de los embarazos se encontraban en este grupo de riesgo elevado. Sin embargo, en Europa, el porcentaje ha aumentado actualmente al 17,5%², lo que significa que se ofrece una punción a una gestante de cada seis. Debido a su baja tasa de detección de aproximadamente 50% de trisomías² y los altos riesgos de la punción, como aborto, infección, hemorragia etc, este modo operativo es cada vez más cuestionable.

En los años noventa, Nicolaidis y colaboradores desarrollaron un nuevo método de screening conocido como «screening del primer trimestre», el cual está actualmente establecido mundialmente³. Por medio de este procedimiento se alcanzan tasas de detección del síndrome de Down de hasta un 90%⁴. Dentro de este concepto el riesgo estadístico de fondo⁵ está basado en la edad materna y la edad de gestación y se modifica según la medida sonográfica de la translucencia nucal fetal (TN), y los valores de concentración de la fracción β libre de gonadotropina coriónica humana (β -hCG libre) y la proteína plasmática A asociada al embarazo (PAPP-A) en la sangre materna⁶.

En los últimos años se elaboraron una serie de diferentes ofertas comerciales de programas de computación: «PIA Fetal Database (PIA)», «JOY (JOY)», «Prenatal Risk Calculation (PRC)», «Screening del Primer Trimestre Avanzado (AFS)» y «Screening del Primer Trimestre Avanzado Tridi-

mensional (AFS-3D)» para medir el riesgo de síndrome de Down en relación a las medidas de TN y bioquímica. Estos métodos se diferencian en una serie de aspectos, como el método matemático usado, los cuales se recopilan en la tabla 1. Tomando en cuenta la gran cantidad de innovaciones que se introdujeron rápidamente en los últimos años, la pregunta clave del personal médico y pacientes es: ¿cuál es actualmente el mejor método para el cribado (screening) del síndrome de Down?

El objetivo de este estudio es comparar los resultados de los diferentes métodos de screening para detectar el mejor procedimiento en la actualidad.

SUJETOS Y MÉTODOS

Este trabajo analiza como se comportan los distintos programas de computación y el screening basado en la edad materna (>35 años) en una gran base de datos.

Base de datos: Las mujeres examinadas se presentaron por iniciativa propia, basadas en recomendaciones médicas, información mediática y/o consejo privado, en tres centros de medicina prenatal: Universidad de Medicina de Hannover, Instituto de diagnóstico prenatal y genética humana, Peine y Consultorio Doctores Schmidt, Wolfenbüttel. Desde el 31.08.1999 hasta el 24.05.2007 se realizaron 7.736 screenings del primer trimestre completos incluyendo el estado de salud del feto. Se excluyeron los casos con concentraciones desconocidas en UI/L de los parámetros bioquímicos PAPP-A y β -hCG libre, así como los casos con otras aneuploidías que no fuesen trisomía 21. Resultó un total de 6.508 casos para el análisis, distribuidos entre Hannover (n=2.640), Peine (n=3.604) y Wolfenbüttel (n=264). El estado de salud del feto se determinó a través de un examen genético mediante una amniocentesis o una biopsia corial, o bien a través de un examen clínico detallado neonatal por

Tabla 1
Tabla de los diferentes programas de cálculo

Software/Productor	Método	Cut-off	Base de datos Traslucencia nual	Base de datos Bioquímica	Singularidades
Prenatal Risk Calculation (PRC) / gmt/nexus	Teorema de Bayes ⁸	1:230 ¹⁰	FMF-Deutschland ¹⁰	FMF-Deutschland ¹⁰	La bioquímica se mide en Grados de Extremos (Degrees of Extremeness, DoE) en vez de Múltiples de Mediana (Multiples of Median, MoM) ¹³
Pia Fetal Database (PIA) / GE-ViewPoint	Palomaki & Haddow ⁷	1:300 ¹⁴	Snijders ⁹	Spencer ⁶	
JOY / PET-software	Palomaki & Haddow ⁷	1:300 ¹⁴	Snijders ⁹	Wald & Hackshaw ¹²	
Advanced Firsttrimester Screening (AFS)/Institute for Prenatal Health	Schmidt & Scharf ¹⁵	63,3 ¹⁵	Snijders ⁹	Wald & Hackshaw ¹²	Independiente de la edad Cálculo simultáneo de trisomías 21, 18 y 13
Advanced Firsttrimester Screening Tridimensional (AFS-3D)/PET-software	Schmidt & Scharf ¹¹	1:60	Los valores medidos corresponden directamente con un riesgo ¹¹	Los valores medidos corresponden directamente con un riesgo ¹¹	Uso aún experimental Independiente de la edad materna Cálculo simultáneo de trisomías 21, 18 y 13

parte de un pediatra especialista. En todos los casos se conocían las edades maternas y el tiempo de gestación, las medidas de TN y las concentraciones de PAPP-A y β -hCG libre en Múltiples de Mediana (Multiples of Median, MoM), así como en UI/L. Esta información fue necesaria para poder realizar el cálculo de riesgo con todos los programas. Todas las medidas fueron realizadas por médicos certificados por la Fundación de Medicina Fetal (Fetal Medical Foundation, FMF). Los análisis bioquímicos se realizaron en el Instituto de diagnóstico prenatal y genética humana, Peine, laboratorio calificado y certificado por la FMF.

Cálculo de riesgos: Se efectuaron los cálculos de riesgo con los programas PIA (GE-ViewPoint, GE Medical Systems, Wessling, Alemania), PRC (Versión 1.0.61, gmt/nexus, Frankfurt/Main, Alemania), JOY (Versión 2.1, PET-software, Wolfenbüttel, Alemania), AFS (www.firsttrimester.net, Versión 1.2.65, Institute for Prenatal Health GmbH, Wolfenbüttel, Alemania) y AFS-3D (software experimental, PET-software, Wolfenbüttel, Alemania). El cálculo para el riesgo individual (llamado riesgo ajustado) en PIA, JOY, AFS y AFS-3D se basa en el concepto del cociente de probabilidad de Palomaki y Haddow⁷. El programa PRC se basa, a diferencia de los anteriores, en el teorema de probabilidades de Bayes⁸. En relación a la influencia de la TN, los programas PIA, JOY y AFS se basan en los estudios de Snijders⁹, PRC utiliza datos propios de la FMF-Alemania (FMF-Deutschland)¹⁰ y AFS-3D se basa en datos propios de un estudio multicéntrico en Alemania¹¹. La influencia de los parámetros bioquímicos PAPP-A y β -hCG libre se calcula en PIA según Spencer⁶, en JOY según Wald y Hackshaw¹², en PRC según los datos de FMF-Alemania¹⁰ y en AFS-3D según los datos de un estudio multi-céntrico en Alemania¹¹. En PIA, JOY, AFS y AFS-3D se ingresaron los parámetros bioquímicos en MoM^{6, 12}, al contrario de PRC, en donde se ingresaron en Grados de Extremos (Degrees of Extremeness, DoE)^{10, 13}. Mediante las res-

pectivas estimaciones de riesgo individualizadas generadas se procede a decidir a favor o en contra de un diagnóstico invasivo ulterior¹⁴. Como umbral de decisión (cut-off) se tomó en PIA y JOY un riesgo ajustado de 1:300¹⁴. Para PRC se tomó un cut-off de 1:230¹⁰. Para el AFS se definió un tope de 63,3, lo que es equivalente a un riesgo de 1:300¹⁵. Para el AFS-3D no se han determinado valores de cut-off definitivos, ya que este programa está todavía en investigación¹¹. En este trabajo provisionalmente se ha escogido un tope de 1:60. El análisis estadístico se realizó con ayuda del programa de computación Analyse-it for Microsoft Excel (versión 1.73, Analyse-it Software Ltd, Leeds, Gran Bretaña). El procesamiento estadístico fue validado por el Instituto de Biometría y Estadística Médica de la Facultad de Medicina de la Universidad de Hannover.

RESULTADOS

Colectivo de estudio. En el colectivo de estudio con 6.508 mujeres gestantes la edad materna estuvo entre 16 y 46 años. La media aritmética de la edad fue de 31,14 años. Hubo una sobrerrepresentación del 4,46% del grupo de riesgo sobre los 35 años en comparación a la población general de gestantes en Alemania (17,50%). Se encontraron en el colectivo 40 casos de trisomía 21, que estaban distribuidos en los grupos de edad del modo siguiente: «menor a 25 años»(n=3), «entre 25 y 29 años»(n=8), «entre 30 y 34 años»(n=6), «entre 35 y 39 años»(n=19) y «40 años y mayores»(n=4). Consecuentemente 17 de los casos de síndrome de Down se encontraron en mujeres menores a los 35 años y 23 en mujeres mayores a los 35 años (figura 1).

Indicación por edad materna. Con el screening según la IPEM 1.429 de los 6.508 embarazos obtuvieron un resultado positivo (tasa de test positivos = 21,96%), de los cuales 1.407 resultaron falsos positivos (tasa de

Figura 1

Distribución de los casos de trisomía 21 por edad materna en el colectivo ESTUDIADO

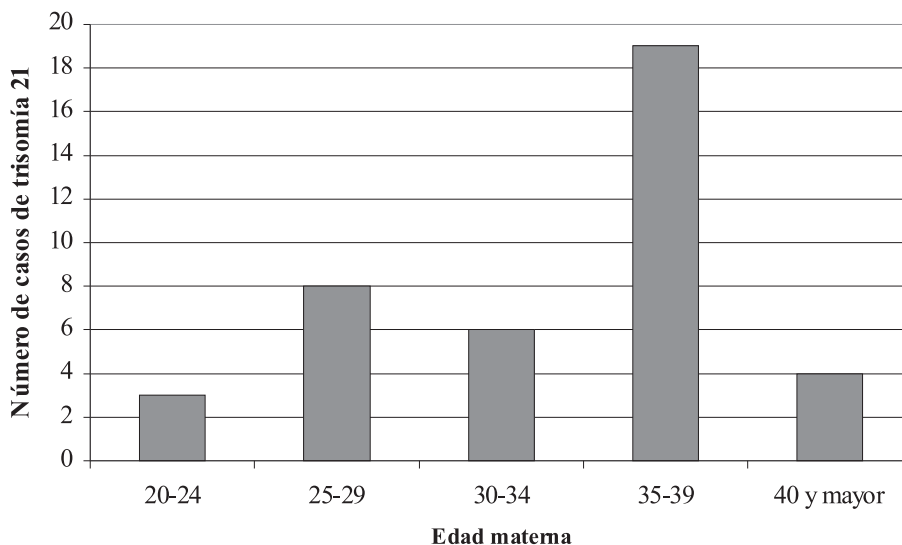


Tabla 2

Representación de los resultados para cada método de screening

	IPEM	PIA	PRC	JOY	AFS	AFS-3D
Cut-off	≥35 años	1:300	1:230	1:300	63,3	1:60
Test positivos	1.429	549	522	352	375	260
Casos detectados	23	37	37	37	36	37
Sensibilidad	57,50%	92,50% ¹	92,50% ¹	92,50% ¹	90,00% ¹	92,50% ¹
Falsos positivos	1.406	512	485	352	339	223
Tasa de falsos +	21,60%	7,87% ¹	7,45% ¹	5,41% ^{1 2}	5,20% ^{1 2}	3,43% ^{1 2 3}
Valor predictivo +	1,61%	6,74% ¹	7,09% ¹	9,51% ¹	9,60% ¹	14,23% ^{1 2}

¹ p<0,0001 (en comparación a la IPEM); ² p<0,0001 (en comparación a PIA y PRC);³ p<0,0001 (en comparación a la IPEM, PIA, PRC, JOY a AFS)

IPEM: Indicación por edad («normas de maternidad»); PIA: PIA Fetal Database; JOY: JOY; PRC: Prenatal Risk Calculation; AFS: Screening del Primer Trimestre Avanzado; AFS-3D: Screening del Primer Trimestre Avanzado Tridimensional.

falsos positivos = 21,60%), ya que los niños eran genéticamente sanos. A la misma vez se detectaron sólo 23 de 40 casos de trisomía

(sensibilidad = 57,50%), ignorando una gran parte de trisomías en el colectivo de estudio. Por ello, el valor predictivo positivo alcanzó

Tabla 3
Casos de síndrome de Down no detectados

Número	Edad materna [años]	Edad de gestación [semanas + días]	TN [mm]	PAPP-A [MoM]	β-hCG libre [MoM]	Detectado por
1643	25	11+3	2,4	0,63	1,22	Sólo AFS
2979	32	13+0	2,0	1,64	1,05	Ningún método
4206	33	12+2	1,2	0,56	1,10	Ningún método

TN: translucencia nucal fetal; PAPP-A: proteína plasmática A asociada al embarazo; β-hCG libre: fracción β libre de gonadotropina coriónica humana; MoM: Multiples of median; AFS: Advanced First Trimester Screening

apenas una tasa de 1,61%. Los resultados están ilustrados en tabla 2.

Programas de cálculo de riesgo. Los programas de computación examinados detectaron correctamente entre 36 y 37 de los 40 casos de trisomía 21, alcanzando una sensibilidad entre 90,00% (AFS) y 92,50% (PIA, PRC, JOY, AFS-3D). La tasa de falsos positivos fue entre 2,64% (AFS-3D) y 7,87% (PIA). Esto implica que para detectar 36 ó 37 casos de trisomía se tendrían que examinar invasivamente de 223 (AFS-3D) a 512 (PIA) embarazos sanos. Consecuentemente el valor predictivo positivo alcanzó entre 6,74% (PIA) y 14,23% (AFS-3D). Los resultados de los análisis se resumen en la tabla 2.

Casos no detectados. En el colectivo hubo dos casos de trisomía 21 que no fueron detectados por ningún método, y un caso que solo fue detectado por AFS. En estos tres casos la edad materna fue menor de 35 años. La TN estuvo solo levemente elevada en dos casos (2,0 y 2,4 mm) y normal en el tercero (1,2 mm). La fracción libre del β-hCG se encontraba en todos los tres casos dentro del rango normal (1,05, 1,10 y 1,22 MoM). Dos casos mostraron una reducción significativa

de PAPP-A (0,56 y 0,63 MoM), pero aún así en combinación con los otros valores medidos ésta no fue suficientemente fuerte para generar un resultado positivo. La Tabla 3 resume todos los valores medidos.

DISCUSIÓN

En este análisis hubo una sobrerepresentación del 4,46% de las mujeres mayores de 35 años. Esto indica un colectivo no seleccionado, sin embargo debe entenderse que se presentan más mujeres de alto riesgo en centros de diagnóstico prenatal a los que se esperarían en la población normal. Por otro lado también se presentan más mujeres de riesgo en centros universitarios que en centros periféricos o consultorios externos. Esto puede explicar el alto porcentaje de aneuploidías (0,6%, equivalente a uno entre 163 embarazos) en el colectivo estudiado.

En nuestro trabajo se observa muy claramente que el cribado invasivo basado en la IPeM obtiene peores resultados. En este estudio uno de cada 5 embarazos resultó test positivo y de ellos el 98,4% (1.406 de 1.429) fueron falsos positivos. Así, si hubiésemos ofrecido en nuestros centros de estudio a

cada una de las 1.429 pacientes un examen invasivo, habríamos detectado solo 23 casos de trisomía. Asimismo se habrían tenido que considerar las siguientes consecuencias negativas: 1. Por un lado cada punción implica una carga innecesaria económico-sanitaria, incluyendo gastos de personal, salas de atención médica, laboratorios y atención médica y/o psicológica en caso de complicaciones. 2. En cada uno de esos casos podemos asumir una considerable carga psicológica en los padres, que resulta de la noticia si el embarazo es de alto riesgo, del proceso de la punción, de la espera del resultado y de la pregunta del procedimiento si se confirma el síndrome de Down en el niño¹⁶. 3. Con el diagnóstico invasivo existe el riesgo de complicaciones generales como infección, contracciones prematuras o hemorragia. Sin embargo la complicación más grave es la de un aborto iatrógeno que se da entre 0,06% y 0,50% de las punciones. Esto nos presenta un gran problema ético: en nuestro colectivo, estadísticamente, se habrían perdido las vidas de hasta 7 niños genéticamente sanos por un diagnóstico no indicado por razones médicas^{17,18}.

Todos los programas analizados en este estudio alcanzaron una tasa mínima de detección (sensibilidad) de 90,00% y una tasa máxima de falsos positivos de 7,87%, valores que se encuentran dentro del rango en publicaciones internacionales del screening del primer trimestre¹⁹. Esto confirma que cualquier programa de cálculo del primer trimestre es superior a la IPEM. La diferencia es de alta significación estadística ($p < 0,0001$). Sin embargo, nuestro estudio también muestra que hay considerables diferencias de calidad de rendimiento entre los diferentes programas. Entre ellos, PIA y PRC obtuvieron los menores resultados y JOY, AFS y AFS-3D los mejores. Se observa que PRC obtuvo levemente mejores resultados que PIA con 27 casos falsos positivos menos. No obstante, hay que señalar que su buen rendimiento se debe a un ajuste del cut-off en PRC^{20,21}. Si PRC tuviera como

PIA un cut-off de 1:300 habría llegado a un total de 598 casos falsos positivos, 86 casos más que PIA. JOY, AFS y AFS-3D obtuvieron los mejores resultados, pero el primero fue retirado del mercado y el tercero todavía está en estado de investigación. Esto lleva nuestra atención al programa AFS. Aunque AFS solo detectó 36 casos de trisomía, un caso menos que PRC o PIA, hay que tener en cuenta que obtuvo una reducción significativa de casos falsos positivos: 146 menos en comparación con PRC y 173 con PIA. A la misma vez hay que recalcar que AFS brinda un cálculo simultáneo de trisomías 21, 18 y 13. No se pudo apreciar completamente su rendimiento en este estudio porque se excluyeron los casos de trisomía 13 y 18 del análisis. En cambio, PIA y PRC ofrecen algoritmos adicionales para calcular los riesgos de trisomías 13 y 18. Esto significa que la tasa de falsos positivos probablemente aumentaría en estos dos programas si se ofrece un cálculo de riesgo completo, que incluye las tres aneuploidías²². En ese caso AFS presentaría un rendimiento superior en comparación a PIA y PRC. Sin embargo, se debe prestar especial atención al nuevo concepto AFS-3D. Con tan solo 260 fetos falsos positivos se alcanza un enorme valor predictivo positivo de 14,23%, lo que significa que en uno de cada siete embarazos con resultado positivo se confirma el síndrome de Down. Esto indica un rendimiento superior a otros métodos, como anteriormente fue descrito en un estudio piloto¹¹. No obstante, hay que agregar que la base de datos de este análisis incluye casos que sirvieron para desarrollar el algoritmo de AFS-3D, lo que puede haber influido en los resultados obtenidos. Por eso recomendamos investigar el rendimiento de AFS-3D con un colectivo independiente en un gran estudio prospectivo.

Se puede concluir que el uso del examen invasivo basado en la IPEM está obsoleto en vista a los cambios demográficos actuales y los avances científicos. Debido a las complicaciones asociadas y consecuencias psicológicas y económico-sanitarias es apremiante

revisar los protocolos de atención prenatal en España. Se podría evaluar si sería mejor ofrecer en cambio el análisis con los programas de cálculo de riesgo, de los cuales todos consiguieron en el presente estudio valores que se encuentran dentro del rango de publicaciones internacionales comparables.

BIBLIOGRAFÍA

1. Shuttleworth GE. Mongolian imbecility. *Br Med J*. 1909; 2: 661-5.
2. Sancken U. Mütterliches Alter und Prävalenz numerischer Chromosomen-Anomalien: Bedeutung für Patientenaufklärung und Einsatz von Screening-Verfahren. *Frauenarzt*. 2003; 44(6): 652-6.
3. Nicolaidis KH, Azar G, Byrne D, Mansur C, Marks K. Fetal nuchal translucency: ultrasound screening for chromosomal defects in first trimester of pregnancy. *Br Med J*. 1992; 304: 867-89.
4. Nicolaidis KH, Spencer K, Avgidou K, Faiola S, Falcon O. Multicenter study of first-trimester screening for trisomy 21 in 75 821 pregnancies: results and estimation of the potential impact of individual risk-orientated two-stage first trimester screening. *Ultrasound Obstet Gynecol*. 2005; 25(3): 221-6.
5. Snijders RJM, Sundberg K, Holzgreve W, Henry G, Nicolaidis KH. Maternal age and gestation-specific risk for trisomy 21. *Ultrasound Obstet Gynecol*. 1999; 14: 167-70.
6. Spencer K, Souter V, Tul N, Snijders RJM, Nicolaidis KH. A Screening program for trisomy 21 at 10-14 weeks using fetal nuchal translucency, maternal serum free β -human chorionic gonadotropin and pregnancy-associated plasma protein-A. *Ultrasound Obstet Gynecol*. 1999; 13: 231-7.
7. Palomaki GE, Haddow JE. Maternal serum alpha-fetoprotein, age, and Down syndrome risk. *Am J Obstet Gynecol*. 1987; 156(2): 460-3.
8. Schetinina V, Fieldsend JE, Partridge D, Coats TJ, Krzanowski WJ, Everson RM, et al. Confident interpretation of Bayesian decision tree ensembles for clinical applications. *IEEE Trans Inf Technol Biomed*. 2007; 11(3): 312-9.
9. Snijders RJM, Noble P, Sebire N, Souka A, Nicolaidis KH. UK multicentre project on assessment of risk of trisomy 21 by maternal age and fetal nuchal translucency thickness at 10-14 weeks of gestation. *Lancet*. 1998; 351: 343-6.
10. Merz E, Thode C, Alkier A, Eiben B, Hackelöer BJ, Hansmann M, et al. A new approach to calculating the risk of chromosomal abnormalities with first-trimester screening data. *Ultraschall Med*. 2008; 29(6): 639-45.
11. Schmidt P, Hörmansdörfer C, Maul H, Hertel H, Hillemanns P, Scharf A. Dreidimensionale Scatterplotanalyse zur Risikoeinschätzung für fetale Aneuploidien - Eine Weiterentwicklung des Ersttrimester Screenings. *Z Geburtsh Neonatol*. 2008; 212: 127-35.
12. Wald NJ, Hackshaw AK. Combining ultrasound and biochemistry in first-trimester screening for Down's syndrome. *Prenat Diagn*. 1997; 17: 821.
13. Schmidt P, Hörmansdörfer C, Staboulidou I, Hillemanns P, Scharf A. Using 'Degree of Extremeness' instead of 'Multiples of Median' in first trimester risk assessment for Down syndrome - An improved method or just a gimmick in face of political motivations? *Arch Gynecol Obstet*. 2008; 278(2): 119-24.
14. Bindra R, Heath V, Liao A, Spencer K, Nicolaidis KH. One-stop clinic for assessment of risk for trisomy 21 at 11-14 weeks: a prospective study of 15 030 pregnancies. *Ultrasound Obstet Gynecol*. 2002; 20(3): 219-25.
15. Schmidt P, Rom J, Maul H, Vaske B, Hillemanns P, Scharf A. Advanced First Trimester Screening (AFS): an improved test strategy for the individual risk assessment of fetal aneuploidies and malformations. *Arch Gynecol Obstet*. 2007; 276 (2): 159-66.
16. Bieniakiewicz I, Brunk J, Lammers C, Gembruch U, Kowalcek I. Die aktuelle Beanspruchung werdender Eltern vor und nach pränataler Diagnostik in Abhängigkeit von der Untersuchungsindikation. *Geburtsh Frauenheilk*. 2006; 66: 566-74.
17. Seeds WJ. Diagnostic mid trimester amniocentesis: how safe? *Am J Obstet Gynecol*. 2004; 191(2): 607-15.
18. Eddleman KA, Malone FD, Sullivan L, Dukes K, Berkowitz RL, Kharbutli Y, et al. Pregnancy loss rates after midtrimester amniocentesis. *Obstet Gynecol*. 2006; 108(5): 1067-72.
19. Schmidt P, Hörmansdörfer C, Staboulidou I, Seydel J, Vaske B, Brocker K, et al. Gesundheitsökonomische Aspekte des Downsyndrom-Screenings:

- Vergleich zweier Risikokalkulationsprogramme mit den derzeitigen Bestimmungen der Mutterschaftsrichtlinien in Deutschland. *Geburtsh Frauenheilk.* 2008; 68: 69-76.
20. Hörmandsörfer C, Scharf A, Golatta M, Vaske B, Hillemanns P, Schmidt P. Preliminary analysis of the Prenatal Risk Calculation (PRC) software. *Arch Gynecol Obstet.* 2009;279(4): 511-5.
21. Hörmandsörfer C, Scharf A, Golatta M, Vaske B, Corral A, Hillemanns P, et al. Comparison of Prenatal Risk Calculation and PIA Fetal Database software in first-trimester screening for fetal aneuploidy. *Ultrasound Obstet Gynaecol.* 2009; 33(2):147-51.
22. Hörmandsörfer C, Schmidt P, Hillemanns P, Scharf A. Die pränatale Detektion der Trisomien 13, 18 und 21: Vergleich des Advanced First Trimester Screenings (AFS)® mit dem Ersttrimesterscreening nach Nicolaides. *Z Geburtsh Neonatol.* 2007; 211(6): 243-9.

ORIGINAL BREVE**MORTALIDAD POR CÁNCER DE MAMA: EVOLUCIÓN
EN ESPAÑA Y SUS COMUNIDADES AUTÓNOMAS DURANTE
EL PERÍODO 1980-2005****Carmen Vidal Lancis (1), Jose M Martínez-Sánchez (1, 2), Marta Mateos Mazón (1) y Mercè Peris Tuser (1)**

(1) Servicio de Prevención y Control del Cáncer. Institut Català d'Oncologia.

(2) Departamento de Ciencias Clínicas, Facultad de Medicina, Universitat de Barcelona.

RESUMEN

Fundamentos: El cáncer de mama es el tumor más frecuente en mujeres. El objetivo de este estudio es describir el comportamiento de la mortalidad por cáncer de mama en España y en las Comunidades Autónomas (CCAA) desde 1980 a 2005 y estudiar la relación con la implantación de los programas de cribado poblacionales.

Métodos: Se ha realizado un análisis de tendencia de la mortalidad por cáncer de mama a partir de los datos de mortalidad del Ministerio de Sanidad y Política Social. Se calcularon las tasas de mortalidad cruda, estandarizada, específica y truncada por 100.000 mujeres. El análisis de tendencia se realizó mediante un modelo de regresión joinpoint y se obtuvo el porcentaje de cambio anual (PCA).

Resultados: Entre 1980 y 2005 en España se produjeron 131.746 defunciones por cáncer de mama. En España las tasas bruta, estandarizada, y truncada, presentaron un comportamiento creciente hasta 1992, año en el que se produjo un cambio de tendencia (PCA = -0,1; -0,9; -0,8 respectivamente).

Conclusión: La mortalidad por cáncer de mama en las mujeres en España presenta un cambio de tendencia descendente a partir de 1992 que persistió hasta 2005 y que no fue homogénea en todos los grupos de edad. Esta reducción en la tasa de mortalidad también se observó en las CCAA con cierta variabilidad en el año donde se produce el cambio.

Palabras clave: Mortalidad. Cáncer de mama. Tendencia. Detección precoz del cáncer.

ABSTRACT**Breast Cancer Mortality Trend
in Spain and its Autonomous
Communities during the
Period 1980-2005**

Background: Breast cancer is the most common cancer in women. The aim of this study is to describe the development of breast cancer mortality and its relation with the implementation of population screening programs in Spain and its Autonomous Communities (AC) from 1980 to 2005.

Methods: A breast cancer mortality trends analysis was done. We used the data from mortality of Ministry of Health and Social Policies. We calculated crude, standardized, specific and truncated mortality rates per 100,000 women. Trend analysis was done using a Joinpoint Regression Model to compute the Annual Percentage Change (APC).

Results: 131746 people died from breast cancer in Spain between 1980 and 2005. In Spain, mortality rates increased until 1992, when there was a change in the trend (APC = -0.1, -0.9, -0.8 for standard, specific and truncated rates respectively).

Conclusions: Mortality from breast cancer in women in Spain indicates a general downward trend from 1992 to 2005 that was different among the different age groups. This downward trend was also observed in all the AC with some variability in the year that change occurs.

Key words: Mortality. Breast Neoplasm. Trends. Early Detection of Cancer.

Correspondencia:
Carmen Vidal Lancis
Servicio de Prevención y Control del Cáncer
Instituto Catalán de Oncología.
Avd Gran Via de l'Hospitalet 199-203.
08907 L'Hospitalet
cvidal@iconcologia.net

INTRODUCCIÓN

El cáncer de mama es el tumor más frecuente en mujeres. En los últimos años la incidencia ha presentado una tendencia creciente¹, sin embargo, la mortalidad por esta enfermedad ha disminuido². Diversos estudios realizados en Europa y Estados Unidos concluyen que este cambio de tendencia en la mortalidad se produjo en la década de los 90³⁻⁵.

Desde mediados de los años 80 se han producido importantes cambios en el diagnóstico y en el tratamiento del cáncer de mama. Hubo mejoras en el tratamiento adyuvante, se ha extendido la cirugía conservadora y se han desarrollado nuevas técnicas como el ganglio centinela, se ha planteado el abordaje multidisciplinar de la enfermedad y también se ha generalizado la detección precoz con mamografía. En los años 90 los países desarrollados comenzaron la implementación de programas poblacionales de cribado de cáncer de mama. Tanto la detección precoz como las mejoras en el tratamiento alcanzadas en las últimas décadas han sido relacionadas con la reducción observada en la mortalidad por cáncer de mama^{6,7}.

La descentralización del sistema sanitario español ha hecho que el abordaje del cáncer de mama, especialmente la implantación del diagnóstico precoz, se haya producido de forma paulatina a lo largo del tiempo. A partir de 1992 se empezaron a poner en marcha los programas poblacionales de forma descentralizada, progresiva y dependiendo de las Comunidades Autónomas (CCAA)⁸. Estas diferencias pueden tener reflejo en el comportamiento de la mortalidad.

El objetivo de este estudio es describir el comportamiento de la mortalidad por cáncer de mama y estudiar la relación con la implantación de los programas de cribado poblacionales en España y en las 17 Comunidades Autónomas.

MATERIAL Y MÉTODOS

Se realizó un estudio de la tendencia de la mortalidad por cáncer de mama (código C50 de la Clasificación Internacional de Enfermedades en su décima revisión (CIE-10) y código 174 según la CIE-9) en España y en las Comunidades Autónomas desde 1980 hasta 2005. Se realizó un análisis crudo y estratificado por grupos de edad. Los datos de defunción se obtuvieron del Ministerio de Sanidad y Política Social⁹, los datos de población del Instituto Nacional de Estadística¹⁰ y la información referente al programa de cribado de cáncer de mama de los informes publicados por el grupo de trabajo de los Programas de Cribado de Cáncer de Mama de España¹¹. Estos datos se presentaron desagregados por edad y CCAA. Se calcularon la tasa cruda de mortalidad, la tasa específica por grupos de edad (34-44, 45-54, 55-64, 65-74, 75-84, igual o mayor de 85 años), la tasa truncada (35-84 años) y la tasa ajustada por la población estándar europea mediante el método directo. Todas las tasas se expresaron por cien mil mujeres.

Para el análisis de las tendencias se utilizó un modelo de regresión joinpoint identificando el momento en el que se produjeron cambios significativos en la tendencia y estimando la magnitud del cambio. Para la estimación de estos modelos se utilizaron tasas y errores estándar. Se definió un máximo de un punto de inflexión que ajustase 2 tendencias mediante el método de mínimos cuadrados ponderados. Se estimó el porcentaje de cambio anual (PCA) para los cambios de tendencia.

Los cálculos de las tasas y sus errores estándar se realizaron con la hoja de cálculo Microsoft Excel. Los análisis joinpoint se realizaron con el programa Joinpoint en su versión 3.3 del Surveillance Research Program of the US National Cancer Institute¹².

RESULTADOS

En el periodo de estudio (1980-2005) se produjeron 131.746 defunciones por cáncer de mama en España. La tasa bruta de mortalidad por cáncer de mama aumentó de 17,4 por cien mil mujeres en 1980 a 27,4 por cien mil mujeres en el 2005. La tasa estandarizada de 1980 y 2005 fue de 14,8 y 20,1 por cien mil mujeres respectivamente. La tasa truncada de mortalidad fue de 29,6 por cien mil mujeres en 1980 y 40,5 por cien mil mujeres en 2005. Las tasas estandarizada y truncada presentaron una inflexión significativa ($p < 0,05$) de cambio de tendencia de la mortalidad en el año 1992 (tabla 1).

La tasa de mortalidad por cáncer de mama específica para los cuatro grupos de edad incluidos entre 35 y 74 años presentó un cambio de tendencia descendente significa-

tivo (PCA = -1,4; -1,5; -2,6; -1,1; $p < 0,05$ respectivamente). Los puntos de deflexión se produjeron entre los años 1989 y 1995. Mientras en los dos grupos de edad más alta (≥ 75 años) se produjo un cambio de tendencia aunque se mantuvo el comportamiento creciente de la tasa (PCA = 1,7 y 4,1; $p < 0,05$ respectivamente) (tabla 1).

En la tabla 2 se muestra la tasa de mortalidad específica de cáncer de mama en España y CCAA en los grupos de edad donde se recomienda el cribado (45 a 64 años). En España se registró un cambio de tendencia descendente y significativo ($p < 0,05$) en estos grupos de edad. Este cambio de tendencia también se observó en las CCAA. El año en el que se produjo la inflexión de la tendencia es diferente para cada Comunidad, y este cambio es previo o muy próximo a la implantación de los programas de cribado poblacionales.

Tabla 1

Tasa de mortalidad por cáncer de mama y análisis joinpoint. España 1980-2005

Edad	Tasa 1980	Tasa 2005	PCA 1980-2005	Tendencia 1		Tendencia 2	
				Período	PCA	Período	PCA
35-44	10,5	12,1	0,3	1980-1989	4,7*	1989-2005	-1,4*
45-54	31,1	29,0	-0,3	1980-1993	0,8*	1993-2005	-1,5*
55-64	39,9	47,9	-0,03	1980-1990	4,9*	1990-2005	-2,6*
65-74	36,9	57,3	1,9	1980-1995	3,8*	1995-2005	-1,1*
75-84	43,6	96,9	3,3*	1980-1990	7,1*	1990-2005	1,7*
≥ 85	37,0	192,0	7,0*	1980-1995	9,6*	1995-2005	4,1*
TC	17,4	27,4	1,8*	1980-1992	4,2*	1992-2005	-0,1
TE	14,8	20,1	0,9*	1980-1992	3,5*	1992-2005	-0,9*
TT	29,6	41,5	1,2*	1980-1992	3,8*	1992-2005	-0,8*

PCA: porcentaje de cambio anual; TC: tasa cruda; TE: tasa estandarizada por población estándar europea; TT: tasa truncada (35-84 años). Tasa expresada por 100.000 mujeres.

* PCA estadísticamente significativo ($p < 0,05$).

Tabla 2

Tasa específica de mortalidad de cáncer de mama por grupo de edad, análisis joinpoint y año de inicio del programa de cribado. España y Comunidades Autónomas 1980-2005

	Tasa 1980	Tasa 2005	PCA 1980-2005	Tendencia 1		Tendencia 2		Cribado año inicio
				Período	PCA	Período	PCA	
España								
45-54	31,1	29	-0,3	1980-1993	0,8*	1993-2005	-1,5*	
55-64	39,9	47,9	-0,03	1980-1990	4,9*	1990-2005	-2,6*	
Andalucía								1995
45-54	29,9	32,8	0,6*	1980-1994	1,7*	1994-2005	-1,0	
55-64	35,7	46,5	0,9	1980-1993	3,3*	1993-2005	-1,6*	
Aragón								1997
45-54	57	27,8	-1,8*	s/c	-	s/c	-	
55-64	58,2	48,7	-1,7*	1980-1987	9,3*	1987-2005	-4,2*	
Asturias (Principado de)								1991
45-54	33,8	33,8	-0,5	s/c	-	s/c	-	
55-64	45,6	49	-0,8	1980-1989	3,3	1989-2005	-2,5*	
Baleares (Illes)								1997
45-54	24,6	17	0,4	1980-2002	1,4*	2002-2005	-22,6	
55-64	54,8	54,8	0,1	1980-1990	5,6*	1990-2005	-2,7*	
Canarias								1999
45-54	21,1	29,2	0,2	1980-1989	5,5*	1989-2005	-1,9	
55-64	27	52,6	0,7	1980-1993	4,2*	1993-2005	-2,8	
Cantabria								1997
45-54	32,8	13,7	-1,5	s/c	-	s/c	-	
55-64	30	56,2	-0,1	1980-1989	7,0*	1989-2005	-2,8*	
Castilla y León								1992
45-54	34,7	28,6	-1,5*	s/c	-	s/c	-	
55-64	38,6	45,6	-1,3	1980-1988	8,2*	1988-2005	-4,1*	
Castilla-La Mancha								1992
45-54	29,9	31	-0,9*	s/c	-	s/c	-	
55-64	51,7	38,5	-0,4	1980-1995	2,1*	1995-2005	-5,1*	
Cataluña								1992
45-54	38,7	24,1	-0,7*	1980-1994	0,6	1994-2005	-2,6*	
55-64	43,1	54,4	-0,5	1980-1990	4,6*	1990-2005	-3,2*	
Comunidad Valenciana								1992
45-54	31,6	28,2	-0,47	s/c	-	s/c	-	
55-64	42,3	49,6	-0,1	1980-1990	3,7*	1990-2005	-2,0*	
Extremadura								1998
45-54	54	41,4	-2,8*	s/c	-	s/c	-	
55-64	55,4	37,6	-1,1	1980-1988	5,2	1988-2005	-3,0*	
Galicia								1992
45-54	31,8	38,1	-0,9*	s/c	-	s/c	-	
55-64	44,2	48,7	-0,3	1980-1993	3,0*	1993-2005	-4,0*	
Madrid (Comunidad de)								1999
45-54	17,2	27,9	1,5*	1980-1994	3,4*	1994-2005	-0,9	
55-64	30,2	48,1	1,4*	1980-1990	8,0*	1990-2005	-1,5*	
Murcia (Región de)								1994
45-54	30,9	40,1	-0,2	s/c	-	s/c	-	
55-64	37,1	35,2	0,9	1980-1991	6,2*	1991-2005	-2,3	
Navarra (Comunidad Foral de)								1990
45-54	22,6	17	-0,7	s/c	-	s/c	-	
55-64	50	53,6	-1,3	1980-1989	4,8	1989-2005	-3,9*	
País Vasco								1995
45-54	30,3	27,6	-0,5	s/c	-	s/c	-	
55-64	35	39,3	-0,4	1980-1990	6,3*	1990-2005	-3,8*	
Rioja (La)								1993
45-54	29,4	17,6	-1,6	s/c	-	s/c	-	
55-64	50,5	36,1	-0,9	1980-1992	6,9	1992-2005	-7,3*	

PCA: porcentaje de cambio anual. * Estadísticamente significativo ($p < 0,05$); s/c: sin cambio de tendencia. El modelo no detectó cambio de tendencia. Tasa expresada por 100.000 mujeres.

DISCUSIÓN

La mortalidad por cáncer de mama en España presenta un cambio de tendencia descendente en los años de estudio. Este comportamiento descendente es similar en todas las Comunidades Autónomas, pero el año en el que cambió la tendencia fue distinto para cada Comunidad. La inflexión de la mortalidad se produjo a mediados de los años 90. Este comportamiento también se ha descrito en otros estudios realizados en Europa^{13, 14} con la misma metodología y en periodos de tiempo similares.

El cambio de tendencia de la mortalidad estandariza por cáncer de mama se produjo en el año 1992 con un porcentaje de cambio anual de -0,9. En un estudio previo realizado en España⁵, se describe también la inflexión en 1992 pero con un mayor porcentaje de cambio. Esta diferencia puede ser debida a que se ha utilizado diferente metodología y estratificación en los grupos de edad.

En nuestro estudio, el porcentaje de cambio anual en la tasa de mortalidad en las mujeres mayores de 75 años es menor que el encontrado en las mujeres de edad intermedia. Este comportamiento fue descrito por Hery en población caucásica¹⁵ y por Cabanes en españolas mayores de 65 años⁵. Por otra parte, la disminución de la mortalidad es también menor en mujeres jóvenes, como ya ha sido señalado por otros autores¹⁶ que lo relacionan con el diferente comportamiento del cáncer premenopáusico y la respuesta tumoral al tratamiento, si bien el cambio de tendencia en este grupo se observó antes.

Se estima que el impacto en la mortalidad atribuible al cribado poblacional debería aparecer entre 4 y 12 años después de la implantación en el territorio. Inicialmente este impacto estaría suavizado por la baja participación de las primeras rondas, así como por la mortalidad atribuible a los casos diagnosticados en los años inmediatamente anteriores al inicio del programa. En España,

según nuestro estudio y como en la mayoría de los países desarrollados, el descenso en la mortalidad se produce antes de lo esperado para poder atribuirlo exclusivamente al cribado poblacional¹⁷⁻¹⁹.

Hemos encontrado cierta variabilidad en el año que cambia la tendencia de la mortalidad en las CCAA. Esta variabilidad puede explicarse por las diferencias en la generalización de medidas efectivas de diagnóstico precoz y tratamiento del cáncer de mama. En la mayoría de las CCAA el cambio de tendencia se produjo antes de la implementación del programa de cribado poblacional. Esto puede ser debido a que antes de la implantación de los programas poblacionales, bastantes mujeres se hacían mamografías periódicas con ocasión de la visita al ginecólogo. En el año 1985 en EEUU el 25% de las mujeres se realizaban mamografías periódicas. Del mismo modo en Cataluña en 1994 se las hacía el 42,8% de las mujeres de 40-49 años y el 26,9% de las mujeres entre 50-69 años²⁰. Además, en los años 80 se mejoraron tanto los tratamientos quirúrgicos como farmacológicos.

En el grupo de edad de 55 a 64 años, sólo Castilla la Mancha y Galicia presentaron el cambio de tendencia tras el inicio del programa de cribado. Este cambio se debe probablemente a la variabilidad de la mortalidad condicionada por las otras causas ajenas al cribado y a un retraso de la deflexión en estas dos Comunidades con respecto a las demás. Por último, esto refuerza la hipótesis de que el cambio de tendencia observado en España y sus CCAA se debe fundamentalmente a las mejoras diagnósticas y terapéuticas independiente del programa de cribado poblacional.

Una limitación de los estudios basados en certificados de defunción es que pueden estar influidos por la calidad de los registros de mortalidad incluyendo problemas en la validez y fiabilidad de los datos. Afortunadamente, la fiabilidad de nuestros datos es

elevada al utilizar los registros de mortalidad de España con una calidad de certificación aceptable^{21,22}. Otra posible limitación del estudio deriva del pequeño tamaño poblacional de algunas CCAA y la distinta distribución etaria, que puede afectar a las tasas en los datos estratificados. Al realizar los análisis con las tasas truncadas y estandarizadas evitamos los posibles sesgos debidos a la distribución de la pirámide de población y la calidad de la información es más robusta.

En conclusión, la mortalidad por cáncer de mama en las mujeres en España presenta un cambio de tendencia descendente a partir de 1992. Esta reducción en la tasa de mortalidad también se observa en cada una de las CCAA con cierta variabilidad en el año en el que se produce el cambio de tendencia.

BIBLIOGRAFÍA

1. Kamangar F, Dores GM, Anderson WF. Patterns of cancer incidence, mortality, and prevalence across five continents: defining priorities to reduce cancer disparities in different geographic regions of the world. *J Clin Oncol*. 2006;24(14):2137-2150.
2. Sant M, Francisci S, Capocaccia R, Verdecchia A, Allemani C, Berrino F. Time trends of breast cancer survival in Europe in relation to incidence and mortality. *Int J Cancer*. 2006;119(10):2417-2422.
3. Clèries R, Ribes J, Esteban L, Martínez JM, Borrás JM. Time trends of breast cancer mortality in Spain during the period 1977-2001 and Bayesian approach for projections during 2002-2016. *Ann Oncol*. 2006;17(12):1783-1791.
4. Fernandez E, Gonzalez JR, Borrás JM, Moreno V, Sanchez V, Peris M. Recent decline in cancer mortality in Catalonia (Spain). A joinpoint regression analysis. *Eur J Cancer*. 2001;37(17):2222-2228.
5. Cabanes A, Vidal E, Perez-Gómez B, Aragónés N, López-Abente G, Pollán M. Age-specific breast, uterine and ovarion cancer mortality trends in Spain: Changes from 1980 to 2006. *Cancer Epidemiol*. 2009; 33 (3-4): 169-75.
6. Berry DA, Cronin KA, Plevritis SK, Fryback DG, Clarke L, Zelen M, et al. Effect of screening and adjuvant therapy on mortality from breast cancer. *N Engl J Med*. 2005;353(17):1784-1792.
7. Mariotto AB, Feuer EJ, Harlan LC, Abrams J. Dissemination of adjuvant multiagent chemotherapy and tamoxifen for breast cancer in the United States using estrogen receptor information: 1975-1999. *J Natl Cancer Inst Monogr*. 2006;(36)(36):7-15.
8. Agència d'Avaluació de Tecnologia i Recerca Mèdiques. Informes de Evaluación de Tecnologías Sanitarias Descripción del Cribado del Cáncer en España. Proyecto DESCRIC. Madrid: Plan Nacional para el SNS del MSC; 2007.
9. Ministerio de Sanidad y Consumo [base de datos]. Madrid: Series 1981-2005 : Mortalidad por causa de muerte, España y comunidades autónomas [consultado 13 May 2009]. Disponible en: <http://www.msc.es/estadEstudios/estadisticas/estadisticas/estMinisterio/mortalidad/seriesTablas.htm>
10. Instituto Nacional de Estadística. [base de datos] Madrid: Cifras de población por CCAA [consultado 13 May 2009]. Disponible en: <http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=%2Ft20%2Ft260%2Fa2008%2F&file=pcaxis&N=&L=0>
11. Cerdá Mota T, Queiro Verdes T. Situación actual de los programas de cáncer de mama en España. [consultado 24 Nov. 2009]. Disponible en: http://ppc.cesga.es/files/resultados_2002/situacion2002.pdf
12. Joinpoint Regression Program, Versión 3.3.1. Bethesda: National Cancer Institute [consultado 03 Jun. 2008]. Disponible en: <http://srab.cancer.gov/joinpoint/>
13. Stracci F, Canosa A, Minelli L, Petrinelli AM, Cassetti T, Romagnoli C, et al. Cancer mortality trends in the Umbria region of Italy 1978-2004: a joinpoint regression analysis. *BMC Cancer*. 2007;7:10.
14. Otten JD, Broeders MJ, Fracheboud J, Otto SJ, de Koning HJ, Verbeek AL. Impressive time-related influence of the Dutch screening programme on breast cancer incidence and mortality, 1975-2006. *Int J Cancer*. 2008;123(8):1929-1934.
15. Hery C, Ferlay J, Boniol M, Autier P. Changes in breast cancer incidence and mortality in middle-aged and elderly women in 28 countries with Caucasian majority populations. *Ann Oncol*. 2008; 19(5):1009-1018.
16. Demicheli R, Bonadonna G, Hrushesky WJ, Retsky MW, Valagussa P. Menopausal status dependence of early mortality reduction due to diagnosis of smaller breast cancers (T1 v T2-T3): relevance to screening. *J Clin Oncol*. 2004; 22(1):102-107.

17. Sarkeala T, Heinavaara S, Anttila A. Organised mammography screening reduces breast cancer mortality: a cohort study from Finland. *Int J Cancer*. 2008;122(3):614-619.
18. Cox B. The effect of service screening on breast cancer mortality rates. *Eur J Cancer Prev*. 2008;17(4):306
19. Alvarez-Riesgo JA. Trends in breast cancer mortality in Asturias, Spain. *Eur J Cancer Prev*. 2000;9(5):343-350.
20. Tresserras R, Sécúli E, Masuet C, Brugulat P. La práctica de la mamografía preventiva en Cataluña: Un paso adelante. *Gac Sanit*. 2004; 18(4): 321-325.
21. Pérez-Gómez B, Aragonés N, Pollán M, Suárez B, Lope V, Llacer A, et al. Accuracy of cancer death certificates in Spain: a summary of available information. *Gac Sanit*. 2006; 20 Supl 3: 42-51.
22. Benavides FG, Bolumar F, Peris R. Quality of death certificates in Valencia, Spain. *Am J Public Health*. 1989;79:1352-4.

ORIGINAL BREVE**DURACIÓN DE LOS EPISODIOS DE INCAPACIDAD TEMPORAL
POR CONTINGENCIA COMÚN SEGÚN REGIONES SANITARIAS
EN CATALUNYA**

Isabel Torá Rocamora (1), José Miguel Martínez Martínez (1, 2, 3), Jordi Delclos Blanchet (1, 2, 5), Josefina Jardí Lliberia (4), Constança Alberti Casas (4), Consol Serra Pujadas (1, 2, 6), Rafael Manzanera López (4) y Fernando G. Benavides (1, 2)

- (1) Centro de Investigación en Salud Laboral (CiSAL). Universitat Pompeu Fabra. Barcelona. España.
- (2) CIBER de Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP). Barcelona. España.
- (3) Grup de Recerca de Desigualtats en Salut (GREDS / ENCONET). Universitat Pompeu Fabra. España.
- (4) Institut Català d'Avaluacions Mèdiques. Departament de Salut. Generalitat de Catalunya. Barcelona. España.
- (5) The University of Texas School of Public Health. Houston. USA.
- (6) Servei de Salut Laboral. Parc de Salut Mar.

RESUMEN

Fundamentos: En este estudio se analizó la duración de los episodios de incapacidad temporal por contingencia común en Cataluña según regiones sanitarias. Partiendo de la hipótesis de una distribución homogénea de las duraciones entre las regiones sanitarias.

Métodos: Estudio de cohorte retrospectiva de 811.790 episodios obtenidos del Institut Català d'Avaluacions Mèdiques iniciados el año 2005 y seguidos hasta su finalización, cómo máximo julio de 2007, donde se describió la mediana de la duración en días de los episodios para cada una de las siete regiones sanitarias de Cataluña. La probabilidad de volver al trabajo se representó según las curvas de supervivencia de Wang-Chang y se comparó la duración mediana (DM) tomando como referencia la Región Sanitaria Barcelona, estratificando por sexo.

Resultados: La región de Camp de Tarragona registra la menor duración de 5 días. Por contra, los episodios ocurridos en el Alt Pirineu i Aran presentaron una mayor duración de 13 días. Para la región de Barcelona la duración fue 7 días, al igual que para Cataluña Central. En Girona fue de 8 días, y en Lleida y Terres de l'Ebre de 9 días.

Conclusiones: Existen diferencias significativas en las duraciones de los episodios entre las regiones sanitarias de Cataluña, que se mantienen después de ajustar por la edad, la gestión del episodio y el régimen de Seguridad Social, tanto para hombres como para mujeres.

Palabras Claves: Salud laboral. Seguridad Social. Incapacidad temporal.

ABSTRACT**Duration of Work Absence Attributable to non Work-Related Diseases by Health Regions in Catalonia**

Background: This study analyze the duration of episodes of work absence due to non work-related diseases in Catalonia by health regions, assuming a homogeneous distribution of durations between health regions.

Methods: A retrospective cohort study of 811.790 episodes in 2005 and followed to episode closure through July 2007 provided by the Institut Català d'Avaluacions Mèdiques, describing their median duration (MD) in days for each of the seven health regions of Catalonia. The probability of returning to work was plotted according to Wang-Chang survival curves and median durations were then compared using the Barcelona health region as the referent group. Results were extended through stratification by sex.

Results: The Camp de Tarragona health region had the shortest MD (5 days), while the episodes in the Alt Pirineu i Aran region had the longest (MD, 13 days). The Barcelona health region had a MD of 7 days as was the case for Cataluña Central. MD in Girona was 8 days, and in Lleida and Terres de l'Ebre it was 9 days. This latter region also had the highest median duration 13 days.

Conclusions: There are significant differences in the duration of work absence between the health regions of Catalonia. These differences persisted after adjusting for age, management of episodes and social security system status, in both men and women.

Key words: Occupational health. Social security. Work absence.

Correspondencia:

Isabel Torá Rocamora.
CiSAL-Universitat Pompeu Fabra. PRBB
C/ Doctor Aiguader, 88
08003 Barcelona.
Correo electrónico: isabel.tora@upf.edu

INTRODUCCIÓN

El presupuesto previsto de gastos de la Seguridad Social en las prestaciones económicas por incapacidad temporal por contingencia común (ITcc) para 2009 fue de 8.143.810 (miles de euros)¹. A ello habría que añadir el gasto en la prestación sanitaria del sistema de salud, más el gasto directo e indirecto en las empresas. Mejorar la gestión sanitaria de los casos de ITcc, teniendo en cuenta su complejidad², es un objetivo prioritario del sistema de salud y del sistema de la seguridad social. Entre las variables que determinan el gasto, además de la incidencia y la base salarial en la que se basa el cálculo de la cantidad subsidiada, la duración del caso juega un papel determinante³.

Las duraciones de los episodios de ITcc pueden variar según diferentes factores, algunos de ellos relacionados con el problema de salud que la justifica, junto a las características demográficas y sociales del propio trabajador, así como otros relacionados con sus condiciones de trabajo y la actividad de la empresa⁴⁻⁶. En un estudio anterior, limitado a las ITcc gestionadas por una mutua, se observaron importantes diferencias en la duración de un episodio de ITcc según la Comunidad Autónoma. Así, por ejemplo, en Asturias hubo que esperar 45 días para que el 75% de los episodios se reincorporaran al trabajo, mientras que en Navarra fueron sólo 12 días, incluso después de ajustar por edad, sexo y actividad económica⁷. Igualmente, la comparación realizada recientemente entre las provincias de Madrid y Barcelona³, también mostraba importantes diferencias en la duración difícilmente explicables ya que la gestión de estos episodios se llevaba a cabo por una misma Mutua que cuenta con procesos de gestión estandarizados.

El análisis geográfico puede ayudar a entender mejor las causas de la duración de los episodios de la ITcc, pues el territorio puede incorporar variables no explícitas relacionadas con valores y expectativas de

los trabajadores, así como de los profesionales sanitarios, que afecten al tiempo que un trabajador tarda en volver al trabajo después de un episodio de ITcc.

En este trabajo se analiza la duración de los episodios de ITcc según su distribución en las siete regiones sanitarias de Catalunya, sexo, entidad gestora y régimen de Seguridad Social. En principio, y como hipótesis de partida, habríamos de esperar una cierta homogeneidad en la duración de los episodios de ITcc ocurridos en las diferentes regiones sanitarias de Cataluña, dado el marco normativo común en la gestión sanitaria y de seguridad social de la ITcc.

MATERIAL Y MÉTODOS

El estudio es una cohorte retrospectiva constituida por todos los episodios de ITcc ocurridos en Cataluña y que se iniciaron durante el año 2005. Cada episodio fue seguido hasta su finalización (máximo 12 meses, más 6 de prórroga) que, como máximo se tomó hasta julio de 2007. Los datos, anónimos, fueron facilitados por el Institut Català d'Avaluacions Mèdiques (ICAM), que dispone del Sistema Integrat de Gestió de la Incapacitat Temporal (SIGIT), que conecta informáticamente todos los Centros de Atención Primaria de Cataluña y en el que se depositan *online* todas las bajas y altas de ITcc prescritas por un médico de atención primaria y por los médicos del ICAM. En total se analizaron 811.790 episodios de ITcc que equivalen a un total de 28.024.878 días de baja. Para cada episodio se dispuso de información sobre la región sanitaria⁸ –Alt Pirineu i Aran, Barcelona, Camp de Tarragona, Catalunya Central, Girona, Lleida, Terres de l'Ebre–, el sexo, la edad en el momento de la baja, la entidad que daba cobertura económica y gestionaba la prestación (Instituto Nacional de la Seguridad Social –INSS– o Mutua de Accidentes de Trabajo y Enfermedades Profesionales de la Seguridad Social –MATEPSS–) del episodio estudiado, el

Régimen de Seguridad Social (general o autónomo y especiales) al que está afiliado el trabajador, y la fecha de baja y de alta que se utilizaron para calcular la duración de cada episodio en días.

En el análisis descriptivo se calculó la duración mediana (DM) y los percentiles 25 y 75 (P25 y P75 respectivamente). La probabilidad de volver al trabajo en función de los días se estimó utilizando el estimador de Wang_Chang⁹ ¹⁰. Este estimador es la extensión del estimador Kaplan Meier y es de utilidad cuando un individuo puede tener más de un episodio durante el periodo de observación. En primer lugar, se realizó un análisis exploratorio describiendo y representando gráficamente la probabilidad de volver al trabajo, según las curvas de Wang_Chang, para ver cómo se distribuye la duración de los episodios de ITcc según las regiones sanitarias. Seguidamente, mediante un modelo de regresión log-logística con fragilidad gamma compartida se calculó la razón de la duración cruda (RDc) y ajustada (RDa) y sus intervalos de confianza (IC95%) para cada región sanitaria, tomando como referencia la Región Sanitaria de Barcelona¹¹. La razón para adoptar esta región sanitaria como referencia fue que es la región con mayor población (66,9% del total), tanto activa e inactiva, y que concentra una mayor renta familiar disponible bruta (65.439.432 miles de € frente a 97.071.937 miles de € del total) y de recursos sanitarios¹². Si el valor de la razón de duración (RD) es menor que 1, indicará que la duración de la ITcc es menor respecto al grupo de referencia Barcelona, y si por el contrario es mayor que 1, indicará que la duración es mayor respecto al grupo de referencia.

Los modelos para la comparación de las regiones sanitarias se realizaron ajustando por sexo, edad en el momento de la baja tomada como variable continua, gestión del episodio y régimen de la Seguridad Social, y se extendieron estratificando por sexo. El análisis descriptivo de los datos se realizó con el programa estadístico SPSS 15 para

Windows (SPSS, Inc., Chicago, Illinois). Para representar las curvas de supervivencia y los cálculos derivados del estimador de Wang_Chang se utilizó el programa R mediante la función *survrec*. El programa utilizado para estimar el modelo fue Stata SE versión 8.0 (Stata Corporation, College Station, Texas).

RESULTADOS

La DM para el conjunto de episodios fue de 7 días, con un P25 de 3 y un P75 de 25 días (Tabla 1). Es decir, tras 3 días de baja el 25% de los episodios de ITcc han concluido y para que el 75% de los mismos se reincorpore al trabajo debemos esperar 25 días. Esta DM fue ligeramente mayor en las mujeres (8 días) que en los hombres (7 días).

Para la Región Sanitaria de referencia, Barcelona, la DM fue 7 días (P25=3 y P75=24 días). Esta región es la que más episodios de ITcc tiene registrados (n=552.204, 19.263.444 días), representando un 68,02% sobre el total de episodios de ITcc (tabla 1). La DM menor entre todas las regiones sanitarias fue 5 días en la Región Sanitaria Camp de Tarragona, con un P25 de 2 y P75 de 16 días. Por el contrario, la DM mayor se encontró en la Región Sanitaria Alt Pirineu i Aran (13 días), siendo también los percentiles 25 (5 días) y 75 (45 días) los más elevados. El resto de regiones sigue un comportamiento similar al que encontramos para la Región Sanitaria de Barcelona.

Estas diferencias en la duración entre las regiones sanitarias las apreciamos al representar las distribuciones de probabilidad de volver al trabajo en función de la duración para cada una de ellas. En la figura 1 observamos que las diferencias en las duraciones son más pronunciadas en los primeros tres meses aproximadamente. En estos primeros meses localizamos el P75 de cada una de las regiones sanitarias que va del Camp de Tarragona (19 días) a la región del Alt Piri-

Tabla 1

Descripción de los episodios de Incapacidad Temporal por contingencia común (ITcc) iniciados el 2005 en Cataluña y seguidos hasta su finalización (máximo julio 2007)

Variables	Días	Episodios	(%)	DM	P25	P75
Regiones Sanitarias						
Barcelona	19.263.444	552.204	(68,02)	7	3	24
Camp de Tarragona	1.541.774	60.115	(7,41)	5	2	16
Catalunya Central	2.251.359	64.446	(7,94)	7	3	26
Girona	2.874.902	79.335	(9,77)	8	4	28
Lleida	1.307.383	35.163	(4,33)	9	4	29
Terres de l'Ebre	623.610	16.863	(2,08)	9	3	29
Alt Pirineu i Aran	162.406	3.664	(0,45)	13	5	45
Sexo						
Hombres	13.185.786	425.048	(52,36)	7	3	21
Mujeres	14.839.092	386.742	(47,64)	8	3	29
Edad en el momento de la baja (años)						
< 30	4.963.289	243.676	(30,02)	5	2	14
de 30 a 40	7.655.578	269.280	(33,17)	7	3	21
>40	15.406.011	298.834	(36,81)	11	4	42
Régimen Seguridad Social						
General	23.727.691	751.990	(92,63)	7	3	21
Autónomos y Especiales	4.297.187	59.800	(7,37)	32	11	80
Gestión del episodio						
INSS	16.046.467	409.998	(50,51)	8	3	29
Mutua	11.978.411	401.792	(49,49)	7	3	21
Total	28.024.878	811.790	(100,00)	7	3	25

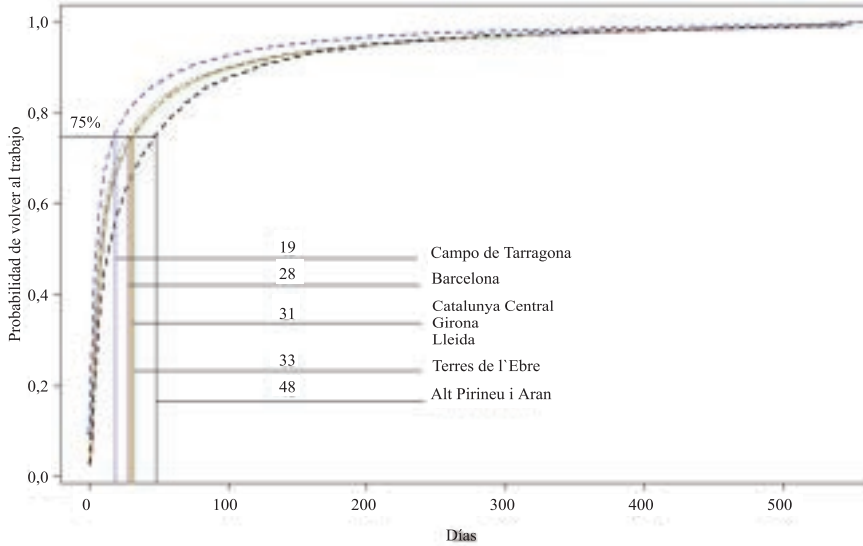
DM: Duración mediana de los episodios de ITcc. P25: percentil 25 de la duración de los episodios de ITcc. P75: percentil 75 de la duración de los episodios de ITcc.

neu i Aran (48 días). Esta figura también nos permite observar las diferencias entre las duraciones calculadas mediante Wang_Chang (teniendo en cuenta los episodios

repetidos de un mismo individuo durante el periodo de observación) y entre las duraciones de la Tabla 1 donde no se han tenido en cuenta estas repeticiones de episodios.

Figura 1

Distribución de la probabilidad de volver al trabajo calculada mediante el estimador de Wang_Chang para los episodios de Incapacidad Temporal por contingencia común iniciados el 2005 en Cataluña y seguidos hasta su finalización (máximo julio 2007)



Cada curva representa una región sanitaria distinta. Los números de la parte central, señalan el P75 para cada una de las Regiones Sanitarias, obtenido mediante el estimador de Wang_Chang que tiene en cuenta los episodios repetidos en un mismo trabajador.

Al evaluar la razón de duración de los episodios de ITcc (Tabla 2), encontramos diferencias estadísticamente significativas. La región sanitaria Camp de Tarragona presenta una duración más corta de los episodios de ITcc ($RD < 1$) que Barcelona ($RDc = 0,76$; $IC95\%: 0,75-0,77$). La región sanitaria que presenta una RD más alta es Alt Pirineu i Aran ($RDc = 1,65$; $IC95\%: 1,57-1,73$). Las demás regiones sanitarias tienen una RD no muy alejada de la Región Sanitaria Barcelona, posicionándose las regiones sanitarias de menor RD a mayor según el siguiente orden: Cataluña Central, Girona, Lleida y Terres de l'Ebre, respectivamente.

Cuando ajustamos la RDa por todas las covariables empleadas en el estudio, estas RDs siguen siendo estadísticamente significativas. Al ajustar el modelo no se encuentran grandes diferencias entre la RDc y la

RDa de cada una de las regiones sanitarias. Un patrón similar ocurre cuando estratificamos por sexo (Tabla 3).

DISCUSIÓN

Los resultados del estudio muestran, contra lo que habría que esperar, importantes diferencias en la duración de la ITcc según la región sanitaria en donde ésta es atendida por el sistema de salud. Hay que recordar que las ITcc son certificadas por el médico de atención primaria del trabajador, tanto la baja como el alta. Unas diferencias que fueron estadísticamente significativas, incluso después de ajustar por variables de gran influencia como el sexo, la edad, la institución que gestiona el caso y el régimen de la seguridad social. Así, la región sanitaria Camp de Tarragona tiene una duración menor en los procesos de ITcc que la Región

Tabla 2

Razón de duración cruda (RDc) y Razón de duración ajustada (RDa) tomando como referencia los resultados en la Región Sanitaria de Barcelona

Variables	Crudo		Ajustado	
	RDc	IC95%	RDa	IC95%
Regiones Sanitarias				
Barcelona	1	-	1	-
Camp de Tarragona	0,76	0,75-0,77	0,80	0,79-0,81
Catalunya Central	1,00	0,99-1,01	0,98	0,97-0,99
Girona	1,07	1,05-1,08	1,05	1,04-1,06
Lleida	1,11	1,10-1,13	1,05	1,04-1,07
Terres de l'Ebre	1,12	1,10-1,15	1,03	1,01-1,05
Alt Pirineu i Aran	1,65	1,57-1,73	1,36	1,31-1,42
Sexo				
Hombres	1	-	1	-
Mujeres	1,22	1,22-1,23	1,29	1,28-1,29
Edad en el momento de la baja (años)	1,03	1,03-1,03	1,03	1,03-1,03
Gestión del episodio				
INSS	1	-	1	-
Mutua	0,84	0,83-0,84	0,92	0,92-0,93
Régimen Seguridad Social				
General	1	-	1	-
Autónomos y especiales	4,20	4,15-4,25	3,50	3,46-3,54

RDc: Razón de duración cruda. RDa: Razón de duración ajustada por todas las variables de la tabla.

Sanitaria Barcelona, mientras que la región Alt Pirineu i Aran muestra con diferencia la duración más elevada. Las restantes regiones sanitarias presentan duraciones en los procesos de ITcc muy parecidas a las encontradas en la Región Sanitaria Barcelona, o ligeramente superiores, destacando que las diferencias observadas son más importantes

a partir del percentil 75. Esto es, en los casos de ITcc que podemos considerar como más graves. Pues, como muestra la literatura¹³, la duración de los episodios de incapacidad laboral está asociada a su gravedad.

Estas diferencias encontradas en las duraciones de los episodios de ITcc para las

Tabla 3

Razón de duración cruda (RDc), razón de duración ajustada (RDa) e intervalos de confianza al 95% (IC95%) tomando como referencia los resultados en la Región Sanitaria de Barcelona, estratificando por sexo

Variables	Hombre				Mujer			
	RDc	IC95%	RDa	IC95%	RDc	IC95%	RDa	IC95%
Regiones Sanitarias								
Barcelona	1	-	1	-	1	-	1	-
Camp de Tarragona	0,78	0,76 - 0,79	0,81	0,80 - 0,83	0,76	0,74 - 0,77	0,78	0,77 - 0,80
Catalunya Central	0,99	0,97 - 1,00	0,96	0,95 - 0,97	1,05	1,03 - 1,07	1,01	0,99 - 1,03
Girona	1,06	1,05 - 1,08	1,04	1,02 - 1,05	1,09	1,07 - 1,11	1,07	1,06 - 1,09
Lleida	1,11	1,09 - 1,14	1,05	1,03 - 1,07	1,14	1,12 - 1,17	1,07	1,04 - 1,09
Terres de l'Ebre	1,13	1,09 - 1,14	1,02	1,00 - 1,05	1,16	1,12 - 1,20	1,04	1,01 - 1,08
Alt Pirineu i Aran	1,73	1,63 - 1,84	1,41	1,33 - 1,49	1,58	1,47 - 1,70	1,30	1,22 - 1,40
Edad en el momento de la baja (años)	1,03	1,03-1,03	1,03	1,03-1,03	1,03	1,03-1,03	1,03	1,03-1,03
Gestión del episodio								
INSS	1	-	1	-	1	-	1	-
Mutua	0,84	0,84 - 0,85	0,93	0,92 - 0,93	0,86	0,85 - 0,87	0,91	0,90 - 0,92
Régimen Seguridad Social								
General	1	-	1	-	1	-	1	-
Autónomos y especiales	4,27	4,21 - 4,33	3,45	3,40 - 3,50	4,52	4,42 - 4,62	3,61	3,54 - 3,69

RDc: Razón de duración cruda. RDa: Razón de duración ajustada por todas las variables de la tabla.

regiones sanitarias de Cataluña tienen especial interés desde el punto de vista de la gestión de los mismos, pues en principio no deberían observarse diferencias, ya que el sistema sanitario en Cataluña mantiene una homogeneidad en la prestación de los servicios sanitarios en el conjunto del territorio. Bien es verdad que las MATEPSS gestionan un porcentaje elevado (algo más del 50%) de episodios, cuando pasan los 15 días de duración, y que estos podrían estar distribuidos desigualmente en el territorio. Sin embargo, cuando ajustamos por esta variable (MATEPSS versus INSS) las diferencias se mantienen.

Una segunda explicación que debemos considerar, sobre todo después de observar que las diferencias se hacen más evidentes en los episodios de larga duración, es que la capacidad de los dispositivos asistenciales para facilitar la vuelta al trabajo presenta una variabilidad geográfica. Un fenómeno que podría estar asociado a la variabilidad de la práctica médica, que ha sido ampliamente estudiado en nuestro medio, más recientemente en relación al cáncer¹⁴, aunque poco estudiado en relación a la gestión de los episodios de ITcc. Incluir la prescripción de la Incapacidad Temporal en el estudio de la variabilidad de la práctica clínica nos puede

ayudar a entender mejor este fenómeno. Una explicación, que de confirmarse, nos llevaría a sospechar de una fuente de desigualdad en esta importante prestación de protección social como es la ITcc^{15 16}.

En otro ámbito poco explorado en relación a las ITcc, estos resultados nos llevan a pensar que, como ya se ha señalado¹⁷, las expectativas y valores de los trabajadores, así como de los profesionales sanitarios a la hora de gestionar la duración de la ITcc, pueden jugar un papel relevante. En el sentido que, independientemente del diagnóstico médico, puede haber factores culturales (por ejemplo, la motivación del trabajador, el cuidado de la salud, el clima laboral en la empresa, etc.) que son recogidos por la variable «región», y que explicarían las diferencias observadas. La investigación de la influencia de los factores culturales y las expectativas de los trabajadores en la duración (e incidencia) de los episodios de ITcc debe constituir una línea prioritaria si queremos comprender en toda su extensión este fenómeno tan complejo. Una condición necesaria si queremos mejorar su gestión sanitaria y laboral. Por ejemplo, en un estudio realizado en Finlandia, con una población más pequeña que Cataluña, se observaron importantes diferencias entre diferentes localidades explicadas por las diferencias en las expectativas y actitudes de los trabajadores¹⁸.

Entre las limitaciones de este estudio hemos de señalar que en esta comparación no fue posible tener en cuenta variables tan importantes como el diagnóstico o la actividad económica de la empresa, las cuales sabemos tiene una influencia significativa en la duración de la ITcc¹⁹. En próximos estudios es necesario incorporar el diagnóstico médico que justifica la baja, para poder confirmar o no si estas diferencias se mantienen cuando analizamos la duración de la ITcc por regiones para grupos homogéneos de enfermedades. En todo caso, podemos sospechar que la incidencia de las enferme-

dades que justifican una ITcc se distribuye aleatoriamente entre las regiones sanitarias de Cataluña ya que, como señalan los datos de la Encuesta de Salud de Cataluña, la percepción del estado de salud, la calidad de vida relacionada con la salud y las enfermedades crónicas, se distribuyen homogéneamente en el territorio de Cataluña, sin que se observen diferencias territoriales significativas²⁰. Una posibilidad a tener en cuenta, sin embargo, es que aun siendo similar la distribución por regiones de la incidencia de enfermedades, esto no implica que la probabilidad de estar de baja laboral siga el mismo patrón. Asimismo, las diferencias de actividades económicas entre las regiones sanitarias podrían influir a su vez en las diferencias en la duración de los episodios de ITcc por regiones sanitarias. Algo que hemos de comprobar en próximos estudios, cuando estas variables estén disponibles en la base de datos del ICAM.

A pesar de las limitaciones, este trabajo presenta la primera comparación de la duración de los procesos de ITcc en el ámbito territorial de Cataluña, donde se muestra que existen importantes diferencias en la reincorporación al trabajo después de haber iniciado un episodio de ITcc según cuál sea la región sanitaria. Un hecho que debemos seguir estudiando para encontrar explicaciones válidas que nos ayuden a mejorar la gestión de los episodios de ITcc.

BIBLIOGRAFÍA

1. Seguridad Social. Estadísticas e informes [citado 19 de Nov. 2009]. Disponible en: http://www.seg-social.es/Internet_1/Estadistica/Est/Presupuesto_a_probado/Gastos/index.htm
2. Benavides FG. III health, social protection, labour relations, and sickness absence. *Occup Environ Med.* 2006;63:228-229.
3. Ballesteros M, Serra C, Martínez JM, Plana M, Delclos G, Benavides FG. Comparación del coste de la incapacidad temporal por contingencia común en 2006 entre las provincias de Barcelona y Madrid. *Rev Esp Salud Pública.* 2009;83:453-461.

4. Benavides FG, Castejón J, Gimeno D, Porta M, Mestres J, Simonet Pere. Certification of occupational diseases as common diseases in a primary health care setting. *Am J Ind Med.* 2005;47:176-80.
5. Gimeno D, Benavides FG, Benach J, Amick BC. Distribution of sickness absence in the European Union countries. *Occup Environ Med.* 2004;61: 867-869.
6. Andrea H, Beurskens AJHM, Metsemakers JFM, Van Amelsvoort LGPM, Van Den Brant PA, Van Schayck CP. Health problems and psychosocial work environment as predictors of long term sickness absence in employees who visited the occupational physician and/or general practitioner in return to work: a prospective study. *Occup Environ Med.* 2003;60:295-300.
7. Benavides FG, Plana M, Serra C, Domínguez R, Despuig M, Aguirre S et al. Incapacidad temporal por contingencia común: papel de la edad, el sexo, la actividad económica y la comunidad autónoma. *Rev Esp Salud Pública.* 2007;81:183-190.
8. Diario Oficial Generalita de Catalunya. Decret 105/2005, de 31 de maig, de delimitació de les regions sanitàries I del Servei Català de la Salut DOGC núm 4397, 02/06/05.
9. Wang M, Chang S. Nonparametric estimation of a recurrent survival function. *J Am Stat Assoc.* 1999;94:146-53.
10. González JR, Peña EA. Estimación no paramétrica de la función de supervivencia para datos con eventos recurrentes. *Rev Esp Salud Pública.* 2004;78: 189-99.
11. Barceló MA. Modelos marginales y condicionales en el análisis de supervivencia multivariante. *Gac Sanit.* 2002; 16(supl): 59-68.
12. Instituto de Estadística de Catalunya [citado 15 de jul. 2009]. Disponible en: <http://www.idescat.cat/territ/BasicTerr?TC=9>
13. Kivimäki M, Head J, Ferrie JE, Shipley MJ, Vahtera J, Marmot MG. Sickness absence as a global measure of health: evidence from mortality in the Whitehall II prospective cohort study. *BMJ.* 2003; 327: 364-379.
14. Fernández E. Variaciones en hospitalizaciones por cirugía oncológica en el Sistema Nacional de Salud: ¿mucha, poca o lo esperado? *VPM Atlas de variaciones en la práctica médica.* En el Sistema nacional de Salud. 2009;3(2):273.
15. Peiró S, Meneu R, Bernal-Delgado E. Variabilidad, efectividad y desigualdad. Histerectomía y prostatectomía por enfermedad neoplásica en España (2002-2004). *Rev Esp Salud Pública.* 2009; 83: 109-21.
16. Kravitz RL, Greenfield S. Variations in resource utilization among medical specialties and systems of care. *Annu Rev Public Health.* 1995;16:431-45.
17. Palmer KT, Reading I, Calnan M, Linaker C, Coggon D. Does knee pain in the community behave like a regional pain syndrome? Prospective cohort study of incidence and persistence. *Ann Rheum Dis.* 2007 66:1190-4.
18. Virtanen P, Vahtera J, Nakari R, Pentti J, Kivimäki M. Economy and job contract as contexts of sickness absence practices: revisiting locality and habitus. *Soc Sci Med.* 2004;58:1219-29.
19. Lund T, Labriola M, Villadsen E.. Who is at risk for long-term sickness absence? A prospective cohort study of Danish employees. *Work.* 2007;28:225-30.
20. Pla de Salut de Catalunya a l'horitzó 2010. Informe de salut a Catalunya. Avaluació dels objectius de salut 1ª part [citado 21 de Jul. 2009]. www20.gencat.cat/docs/pla-salut/La_salut/arxius_documents/0_Pla_de_Salut_de_Catalunya_a_l_horitzó_2010_1ªpart_tot.pdf

ORIGINAL BREVE**EVALUACIÓN DE UNA ESTRATEGIA PARA EL CONTROL DE LA TUBERCULOSIS EN UN DISTRITO SANITARIO DE ANDALUCÍA****Antonio Luna Sánchez (1), Beatriz Romero Romero (2), Sebastián Expósito García (3) y Ana María Mata Martín (4)**

- (1) Distrito Sanitario Aljarafe. Sevilla.
(2) Hospital de San Juan de Dios del Aljarafe. Sevilla.
(3) Hospital de San Juan de Dios del Aljarafe. Sevilla.
(4) Hospital de San Juan de Dios del Aljarafe. Sevilla.

RESUMEN

Fundamento: La tuberculosis en España y Andalucía presenta tasas de incidencia por encima de las de países de nuestro entorno. Muchos autores señalan la necesidad de mejorar la información epidemiológica, la organización de los servicios sanitarios y el apoyo social a los pacientes. El objetivo de este trabajo es evaluar los resultados de una estrategia que contemplaba los tres elementos reseñados en un Distrito de Atención Primaria de Andalucía.

Métodos: Se realizó el seguimiento a 234 enfermos de tuberculosis residentes en el Distrito y notificados al Sistema de Vigilancia Epidemiológica de Andalucía durante el período 2004-2008. Se consideraron como indicadores de evaluación el porcentaje que finalizó el tratamiento, el porcentaje de pacientes bacilíferos con estudio de contactos, los nuevos casos detectados en los mismos y la incidencia en menores de 15 años.

Resultados: De los 234 pacientes incluidos se realizó un seguimiento efectivo en el 95%, de ellos finalizaron el tratamiento 182 (78%), fallecieron 18, se trasladaron de domicilio 10 y continuaban aún en tratamiento 12. De los 130 casos que presentaron baciloscopia positiva se estudiaron a los contactos de 112 (el 86%). Se detectaron 27 nuevos casos entre los contactos estudiados y la incidencia anual en menores de 15 años fue del 6.65 por 100.000. Las pérdidas del seguimiento se redujeron un 30% y las finalizaciones del tratamiento y los estudios de contactos mejoraron un 25% y 30% respectivamente, respecto a los datos del conjunto de Andalucía.

Conclusiones: La estrategia seguida ha permitido mejorar los indicadores de evaluación propuestos. El % de casos nuevos detectados en los estudios de contactos y la incidencia anual en menores de 15 años ha sido similar en este estudio que en Andalucía.

Palabras clave: Tuberculosis. Enfermedades transmisibles. Programa. Evaluación.

Correspondencia:
Antonio Luna Sánchez
Distrito Sanitario Aljarafe
Servicio de Epidemiología
Av. de las Americas, s/n
Mairena del Aljarafe.
41927 Sevilla

ABSTRACT**Evaluation of a Strategy for the Control of Tuberculosis in a Health District of Andalusia, Spain**

Background: Tuberculosis in Spain and Andalusia, the incidence rates above those of surrounding countries. Many authors emphasize the need for improved epidemiological information, the organization of health services and social support to patients. The aim of this study was to evaluate the results obtained after developing a strategy involving the three elements outlined in the Primary Care District of Andalusia.

Methods: We followed up to 234 TB patients residing in the District and reported to the Epidemiological Surveillance System of Andalusia during the period 2004-2008. Were considered as indicators for evaluating the percentage of patients who completed treatment, the percentage of smear-positive contacts with study, new cases detected in the same and the incidence in children under 15 years.

Results: Of the 234 patients were followed up 95% of them completed treatment 182 (78%) died 18, moved from home, 10 and 12 still remained in treatment. Of the 130 cases that presented positive sputum studied 112 contacts (86%). 27 new cases were detected among the contacts studied, and the annual incidence in children under 15 years was 6.65 per 100,000 population. Tracking losses were reduced by 30%, and terminations of treatment and contact studies improved by 25% and 30% respectively compared to data from the whole of Andalusia.

Conclusions: The strategy has helped improve the proposed assessment indicators. The % of new cases detected in studies of contacts and the annual incidence in children under 15 years was similar in this study than in Andalusia.

Keywords: Tuberculosis. Communicable diseases. Evaluation. Programme.

INTRODUCCIÓN

Desde que en 1992 se publicara el Documento de Consenso Nacional para el control de la tuberculosis en España¹ han sido múltiples los análisis y recomendaciones que han intentado mejorar los resultados de las intervenciones sanitarias²⁻⁶, sin embargo la incidencia de la enfermedad en nuestro país sigue en cifras muy por encima de las de los países de nuestro entorno: en 2005 la tasa anual era de 18,02 por 100.000 hab⁶ y en 2007 de 18,21⁷; si bien la Organización Mundial de la Salud (OMS) estimaba que en España las tasas debían de estar próximas a 27 casos por 100.000 habitantes en 2005 y a 30 para el 2007^{6,7}.

En el período 2002-2006 las tasas de tuberculosis en España estuvieron muy por encima de las del resto de países de la Unión Europea. En 2004, antes de la ampliación, ocupábamos el penúltimo puesto, tan solo por delante de Portugal y tras la ampliación ocupamos el puesto 19 de los 27 países miembros. Si la tasa de referencia es la estimada por la OMS pasaríamos al puesto 21⁸. Los datos de 2008 nos sitúan en el puesto central del total de países de Europa, el número 26 de 52 países,⁹ con cifras que no se corresponden con el nivel de desarrollo de nuestro país.

En Andalucía las tasas han sufrido un descenso importante, desde un 28,92 en 1996¹⁰ hasta 19,6 en el período 1997-2000¹¹, para posteriormente mantenerse en cifras entre 18,05 en 2002¹²; 16,6 en 2004¹³; 15,76 en 2006; 15 en 2007 y finalmente 14,6 en 2008, en consonancia con los datos a nivel nacional. Últimamente se viene observando un ligero incremento de casos en edad pediátrica^{14,18}, lo cual refleja deficiencias en el control de esta enfermedad.

Todos los autores coinciden en la importancia de mejorar el sistema de información epidemiológica (según la OMS seguimos con tasas de subnotificación importantes),

en la mejora del seguimiento de los casos a fin de conocer el grado de cumplimiento y finalizaciones de los tratamientos y en la realización de los estudios de contactos en los pacientes bacilíferos como los elementos más relevantes para el control de esta enfermedad^{1-4,6,11-14}.

El papel a desempeñar por la atención primaria también ha sido controvertido y no exento de polémica^{15,16}, aunque algunos estudios han partido de distritos de atención primaria y han sido útiles para el conocimiento de la distribución y características epidemiológicas de la enfermedad¹⁷.

El distrito de Atención Primaria Aljarafe lo conforman 34 municipios de la comarca Sevillana del mismo nombre, con una población en 2006 de 330.571 habitantes según el padrón municipal, donde aproximadamente 250.000 residentes tienen como referente en Atención Especializada el Hospital de San Juan de Dios del Aljarafe y el resto de población el Hospital Virgen del Rocío de Sevilla.

Se estableció una estrategia consistente en:

- 1) Mejorar el sistema de información e intervención epidemiológica tanto a nivel de atención primaria (servicio de epidemiología) como de la atención especializada (servicio de medicina preventiva), mejorando la calidad de la información y notificación de los casos, incorporando la vigilancia microbacteriológica y realizando un seguimiento exhaustivo de las intervenciones sanitarias hasta las finalizaciones de tratamiento y la realización de los estudios de contactos.
- 2) Establecer una coordinación permanente entre los servicios de epidemiología, los profesionales de atención primaria y de los servicios especializados, mediante reuniones trimestrales e información del seguimiento de los

pacientes mediante correo electrónico. Semestral o anualmente se realiza una evaluación de la situación de los casos y actividades formativas.

- 3) Incorporar a los profesionales de trabajo social de los centros de salud al control y seguimiento de los estudios de contactos de los pacientes, siendo ellos el nexo entre los profesionales sanitarios y la población o bien entre los pacientes y los servicios sociales comunitarios. Se encargan de realizar un seguimiento telefónico o domiciliario de los pacientes en riesgo social, inmigrantes, etc. poblaciones que también pueden precisar de apoyos no estrictamente sanitarios.

El objetivo del estudio es evaluar los resultados obtenidos con esta estrategia en el Control de las personas con tuberculosis en nuestro medio.

SUJETOS Y MÉTODO

Estudio descriptivo de las características epidemiológicas de las 234 personas con tuberculosis en seguimiento durante el período 2004-2008 en el Distrito Aljarafe y de los indicadores de evaluación seleccionados.

Todos los casos de tuberculosis estudiados fueron notificados al Sistema de Vigilancia Epidemiológica de Andalucía, integrado por el Servicio de Epidemiología del Distrito Sanitario y el de Medicina Preventiva del Hospital de San Juan de Dios, por los profesionales sanitarios de atención primaria pertenecientes al distrito sanitario Aljarafe y de la atención especializada correspondientes a los Hospitales de San Juan de Dios del Aljarafe y del Hospital Virgen del Rocío de Sevilla.

Se consideró como caso a todo enfermo con signos o síntomas compatibles con

enfermedad tuberculosa, de cualquier localización, cuando no hay evidencia de otra enfermedad que los explique y se ha llevado a cabo una evaluación diagnóstica completa y al que se le prescribió tratamiento antituberculoso estandar.

Los datos poblacionales se obtuvieron del Instituto de Estadística de Andalucía y se calculó la población a 30 de Junio de 2006 mediante la semisuma de los datos de Padrón municipal de habitantes a 1 de enero de 2006 y a 1 de enero de 2007.

Como indicadores de evaluación se han seleccionado los siguientes:

- 1) Porcentaje de pacientes tuberculosos que finalizan el tratamiento.
- 2) Porcentaje de pacientes bacilíferos a los que se les realizó estudio de contactos.
- 3) Casos nuevos de tuberculosis detectados en los estudios de contactos.
- 4) Incidencia en menores de 15 años.

Se consideran finalizaciones del tratamiento cuando el paciente tomó el tratamiento propuesto durante el tiempo indicado o bien cuando existe notificación específica de su curación por el facultativo.

RESULTADOS

La incidencia anual de tuberculosis en el distrito sanitario fue del 14,03 por 100.000, siendo de 7,79 la incidencia de pacientes bacilíferos (con examen directo del esputo positivo).

Las localizaciones pulmonares suponen el 74% del total de casos, siendo las formas iniciales el 83% de las mismas y las recidivas/crónicas el 11 %. Se carece de datos del 6% de los pacientes.

Tabla 1

Indicadores epidemiológicos de los casos de TBC en el D. Aljarafe (2004-2008)

Indicadores	Distrito Aljarafe 2004-2008
Tasa promedio anual por 100.000	13,7
% de casos con localización Pulmonar	74%
Incidencia anual de casos con BK+	7,62
% de casos con BK +	56%
Mediana de edad en BK+	40 años
% Formas Iniciales Pulmonares.	83%
% recidivas/cronicas	11%
% de casos < 15 años	8,55%
Incidencia anual promedio en < 15 años	6,65
% de casos entre 15-44 a	60,68%
% de casos entre 45-64 años	23,08%
% de casos en > 64 años	7,26%
% de casos con infección por el VIH	11%
Tasa de coinfección TBC-VIH (por 100.000)	7,6
% de casos con alcoholismo	8,97%
% de casos en población Inmigrante	6%
% de casos con contacto previo con caso de tbc	12%
% de casos con demora diagnostica < 30 días	48%
% de casos con demora diagnostica > 30 días	52%

Los menores de 15 años suponen el 8,5 % de todos los casos y los menores de 45 casi el 70 %. Los mayores de 65 años tan solo representan el 7,23 %.

Un 11% de los casos presentaron coinfección por el VIH (tasa de 7,5 por 100.000 hab.), el alcoholismo estuvo presente en el 9% de los casos estudiados, el 6% eran inmigrantes y un 12 % refirió haber tenido contacto con un enfermo tuberculoso, bien hace años bien recientemente, en cuyo caso esta-

ban incluidos en los estudios de contactos y/o brotes.

La demora diagnostica superior a 30 días afectó a más de la mitad de los pacientes con baciloscopia positiva del esputo.

En cuanto a los indicadores de resultados observamos que (tablas 1,2 y 3):

A. Finalizaron con éxito el tratamiento (terminaron la pauta establecida o

Tabla 2
 Pacientes y Porcentajes de los mismos que finalizaron el tratamiento según forma de presentación de la enfermedad

FINALIZACIONES DEL SEGUIMIENTO DE LOS PACIENTES								
	Formas pulmonares				Formas extrapulmonares		TOTALES	
	en pacientes con baciloscopia positiva		en pacientes con baciloscopia negativa		Nº casos	%	Nº casos	%
	Nº casos	%	Nº casos	%				
Completaron el tratamiento y/o curaron	103	79%	33	75%	48	80%	184	78%
Fallecidos	10	8%	5	11%	3	5%	18	8%
Trasladaron de residencia	8	6%	2	5%	0	0	10	4%
Continúan con el tratamiento	4	3%	3	7%	5	8%	12	5%
Abandonaron el tratamiento	2	2%	1	2%	1	2%	4	2%
Sin datos	3	2%	0	0	3	0	6	3%
TOTAL	130	100%	44	100%	60	100%	234	100%

Tabla 3

Resultados de los estudios de contactos en los casos de TBC pulmonar: contactos estudiados, infectados y enfermos

	Resultados de los estudios de contactos en los casos de TBC pulmonar			
	130 casos con BK+	23 casos con BK- y c+	21 casos con BK- y c ?	174 casos con TBC pulmonar
Nº de casos con estudio de contactos	112 (86%)	17 (74%)	14	143 (82%)
Nº de contactos estudiados	481	46	23	550
Nº de contactos enfermos o casos nuevos detectados	27	0	0	27
% de casos detectados del total de casos	12%	0	0	12%
Nº de contactos infectados y % del total de estudiados	192 (40%)	13 (76%)	12 (52%)	217 (39%)

curaron) el 78% (el 95 % de los pacientes si se excluyen tanto del numerador como del denominador, los fallecidos, los que se trasladaron y los que continúan aun en tratamiento en el momento del estudio).

- B. Al 86% de los pacientes bacilíferos se les realizó estudio de contactos.
- C. Se detectaron un total de 27 casos nuevos de tuberculosis en los estudios de contactos realizados.
- D. La incidencia promedio de la enfermedad en menores de 15 años durante el período estudiado fue de 6,65.

DISCUSIÓN

Los datos de incidencia, de localizaciones pulmonares, el porcentaje de formas iniciales de la enfermedad y la edad de los casos son similares en nuestro estudio que en el conjunto de Andalucía lo cual demuestra

que el comportamiento epidemiológico de la enfermedad es similar en ambas poblaciones. A excepción del porcentaje de enfermos nacidos fuera de la Comunidad autónoma, que en Andalucía suponen el 26% mientras que en el Distrito Aljarafe tan solo fue del 6%.

Las diferencias más notorias se aprecian en los resultados del seguimiento de los pacientes donde se constata que en nuestro estudio respecto de Andalucía: finalizaron el tratamiento un 25% mas (78% respecto de 53%), se realizaron estudios de convivientes en un 20% más de pacientes (86% respecto de 65,8%), mientras que en ambos casos el tanto por ciento de casos nuevos detectados en los estudios de convivientes fue similar: el 11%.

La estrategia establecida para mejorar la información sobre los casos diagnosticados en el Distrito Aljarafe ha funcionado satisfactoriamente. Esto se ha constatado en nuestro estudio, en el que tan solo en el 3% de enfermos desconocemos los resultados

del seguimiento, mientras que en el conjunto de la Comunidad Autónoma se carece de datos del 34,6 %. Es de destacar como la mejora de la información epidemiológica es básica para mejorar el control de la enfermedad.

Los datos confirman que en Andalucía esta enfermedad está lejos de ser controlada: los casos son pacientes jóvenes, con formas pulmonares iniciales, con un aumento de los casos infantiles según se especifica en el informe de la Consejería de Salud de 2008, donde tan solo 1 de cada 2 finaliza el tratamiento y donde tan solo en algo más del 65% se constata la realización del estudio de contactos. El refuerzo de la vigilancia epidemiológica, una mejor coordinación entre atención primaria y especializada y el apoyo de los trabajadores sociales en los estudios de contactos mejora el rendimiento de las intervenciones y el control de esta enfermedad.

Nuestros datos avalan la necesidad de reforzar los servicios de salud pública y enfocar sus intervenciones hacia la mejora de la coordinación entre los servicios asistenciales y los servicios de ámbito comunitario como los de trabajo social, incorporando, cuando sea preciso, el buen hacer de los servicios sociales municipales al seguimiento de determinados pacientes que por su situación socio-económica precisan de una tutela con más contenido social que estrictamente de atención sanitaria. De forma muy especial cuando se trata de colectivos marginales como inmigrantes, étnia gitana, etc. y de población altamente vulnerable como la infantil.

La administración sanitaria debe potenciar estos vínculos entre lo estrictamente asistencial y las intervenciones comunitarias, y todo ello bajo la tutela y coordinación de servicios de salud pública dotados de los recursos y autonomía suficiente para poder llevar a cabo sus actuaciones con la mayor celeridad y eficacia posible. Para ello éstas

deben desarrollarse en el nivel local y con la mayor proximidad posible a los ciudadanos y a los servicios sanitarios asistenciales.

BIBLIOGRAFÍA

1. Ministerio de Sanidad y Consumo. Consenso Nacional para el Control de la Tuberculosis en España. *Med Clin (Barc)*. 1992; 98: 24-31.
2. R.Rey V. Auxina M.Casal et all. Situación actual de la Tuberculosis en España. Una perspectiva sanitaria en precario respecto a los países desarrollados. *Med Clin (Barc)*. 1995; 105: 703-707.
3. Grupo de estudio de Contactos de la Unidad de Investigación en Tuberculosis de Barcelona (UITB). Documento de consenso sobre el estudio de contactos en los pacientes tuberculosos. *Med. Clin. (Barc)* 1999; 112: 151-156.
4. Grupo de trabajo del área TIR de SEPAR. Recomendaciones SEPAR. Normativa sobre la prevención de la tuberculosis. *Arch. Bronconeumol* 2002; 38(9):441-51
5. García Pais MJ, Rigueiro Veloso MT et all. Guías Clínicas en Atención Primaria 2003; 3 (25): Disponible en <http://www.fisterra.com/guias2/tuberculosis.asp>
6. Consejo Interterritorial del Sistema Nacional de Salud. Grupo de trabajo de expertos en tuberculosis. Plan para la prevención y control de la Tuberculosis en España. 2008. Disponible en <http://www.msc.es/profesionales/saludPublica/promocion/planTuberculosis.htm>
7. Centro Nacional de Epidemiología. Boletín epidemiológico semanal. 2008; 16 (19): 218. Disponible en http://www.isciii.es/htdocs/centros/epidemiologia/boletin_semanal/bes0845.pdf
8. Euro TB. Surveillance of Tuberculosis in Europe. Report on tuberculosis cases notified in 2006.-. March 2008. Disponible en . http://www.eurotb.org/rapports/2006/full_report.pdf.
9. World Health Organization Europe. Atlas of Health in Europe. 2nd edition 2008. Disponible en http://www.euro.who.int/InformationSources/Publications/Catalogue/20080905_1
10. Consejería de Salud de la Junta de Andalucía. La Tuberculosis en Andalucía. Resultados del Proyecto Multicentrico PMITA 2000. Sevilla: Consejería de Salud de la Junta de Andalucía; 2001.

11. Consejería de Salud de la Junta de Andalucía. La evolución de la Tuberculosis en Andalucía 1997-2000. Análisis, recomendaciones y protocolos 2002. Sevilla: Consejería de Salud de la Junta de Andalucía; 2002.
12. Picó Julia M., Sagrista Gonzalez M. Evolución de la enfermedad tuberculosa en Andalucía. Medicina de Familia (And) 2003; 3: 199-203.
13. Consejería de Salud de la Junta de Andalucía. Sistema de Vigilancia Epidemiológica de Andalucía. Informe anual de la declaración de tuberculosis 2004. Monografía. 2005;10 (7).
14. Consejería de Salud de la Junta de Andalucía. Dirección General de Salud Pública y Participación . Sistema de Vigilancia Epidemiológica de Andalucía. Situación de la Tuberculosis en Andalucía 2006. Informe semanal. Vol. 12, nº 14. Abril 2007.
15. Birules M, Pujol E, Martín A. Papel de la atención primaria en el control de la tuberculosis. Correo de los lectores. Formación Médica Continuada en Atención Primaria. 2007;4 (6):
16. Caylá JA, García S, Roca D. Atención primaria y tuberculosis. Correo de los lectores. Formación Médica Continuada en Atención Primaria. 2007;4 (6):
17. Limón Mora J, Nieto Cervera P. Estudio sobre tuberculosis en un distrito sanitario de Sevilla. Situación y alternativas de mejora en el control. Rev Esp Salud Publica. 2003; 77: 233-243.
18. Consejería de Salud de la Junta de Andalucía. Secretaría General de Salud Pública y Participación Sistema de Vigilancia Epidemiológica de Andalucía. La Tuberculosis en Andalucía en 2008. Informe semanal. Vol. 14, nº 40 y 41.

RESEÑA BIBLIOGRÁFICA**ANÁLISIS SOCIOLÓGICO DEL SISTEMA DE DISCURSOS**

Fernando Conde Gutiérrez del Álamo
Edita: Centro de investigaciones sociológicas
Año: 2009
ISBN:978-84-7476-477-2
Número de páginas: 270

El presente texto pretende cubrir el vacío existente en español en relación con el análisis sociológico del discurso producido en una investigación cualitativa desarrollada a partir de grupos de discusión. Se trata de dar respuesta a dudas recurrentes que surgen entre los investigadores que abordan el análisis de los resultados de una investigación cualitativa y de explicar cuáles son los procedimientos de trabajo apropiados para realizar un buen análisis: desde la creación de los grupos hasta la redacción del informe final de los resultados. Las diversas reflexiones de carácter teórico enclavadas en la tradición española de la investigación cualitativa se engranan con ejemplos prácticos extraídos de investigaciones sociales y de mercado realizadas, mayoritariamente, por el propio autor, de forma que se pueda observar cómo se desarrollan los procedimientos de análisis. Así mismo, se presenta la trastienda del análisis sociológico del discurso de manera que se pueda reflexionar al respecto y aplicar esta línea de análisis a los objetivos de una investigación.

**Cuadernos
Metodológicos****43****Análisis
sociológico
del sistema
de discursos****Fernando Conde
Gutiérrez del Álamo**

El presente texto pretende cubrir el vacío existente en castellano en relación con el "análisis sociológico del discurso", producido en una investigación cualitativa desarrollada a partir de grupos de discusión. Se trata de dar respuesta a dudas recurrentes que surgen entre los investigadores que abordan el análisis de los resultados de una investigación cualitativa y de explicar cuáles son los procedimientos de trabajo apropiados para realizar un buen análisis: desde la creación de los grupos hasta la redacción del informe final de resultados. Las diversas reflexiones de carácter teórico, enclavadas en la tradición española de la investigación cualitativa, se engranan con ejemplos prácticos extraídos de investigaciones sociales y de mercado realizadas, mayoritariamente, por el propio autor, de forma que el lector pueda observar cómo se desarrollan los procedimientos de análisis. Asimismo, se presenta la "trastienda" del análisis sociológico del discurso con el fin de que el lector pueda reflexionar al respecto y aplicar esta línea de análisis a sus objetivos de investigación.

CIS

Centro de Investigaciones Sociológicas