



EDITORIAL

Cesáreas: poca pero suficiente información para poner coto a la inadecuación. **Carlos Campillo Artero. 311-314.**

ORIGINALES

Porcentaje de cesáreas en mujeres de bajo riesgo: un indicador útil para comparar hospitales que atienden partos con riesgos diferentes. **Julián Librero, Salvador Peiró, Ana Belda y Julia Calabuig. 315-326.**

Sesgo de respuesta en una encuesta postal poblacional sobre calidad de vida relacionada con la salud (SF-12v2). **Bienvenida Carpe Carpe, Lauro Hernando Arizaleta, Olga Monteagudo Piqueras, José M^a Abellán Perpiñá, Joaquín A Palomar Rodríguez y Jordi Alonso. 327-337.**

Valoración epidemiológica de la linfadenitis tuberculosa en un distrito de Barcelona: propuesta de algoritmo diagnóstico. **Silvia Aguilar-Duran y Francesca Sánchez Martínez. 339-348.**

Estimación de la carga de enfermedad por incapacidad laboral permanente en España durante el período 2009-2012. **María Andréa López, Xavier Durán, Jordi Alonso, José Miguel Martínez, Mireia Espallargues y Fernando G. Benavides. 349-358.**

Derivaciones en los centros de salud de Andalucía según el sexo de profesionales y pacientes. Un análisis de género. **Ana Delgado, Lorena Saletti-Cuesta, Carmen Sánchez-Cantalejo, Begoña López-Hernández, Pilar Guijosa-Campos, Margarita Acosta-Ferrer, Juana Montoya-Vergel y Natalia Gil-Garrido. 359-368.**

Prevalencia de tabaquismo durante el embarazo y factores asociados en Andalucía durante el período 2007-2012. **Pedro M Mateos-Vílchez, José Manuel Aranda-Regules, Gema Díaz-Alonso, Pilar Mesa-Cruz, Begoña Gil-Barcenilla, María Ramos-Monserrat, Patricia Moreno-Peral, Josefina Castro-Barea y Juan de Dios Luna del Castillo. 369-381.**

Diferencias en el número de cesáreas entre los partos que comienzan espontáneamente y los inducidos. **Antonio Hernández Martínez, Ana Isabel Pascual Pedreño, Ana Belén Baño Garnés, María del Rocio Melero Jiménez y Milagros Molina Alarcón. 383-393.**

Variables sociodemográficas relacionadas con embarazos no planificados en jóvenes de 13 a 24 años. **Teresa Yago Simón y Concepción Tomás Aznar. 395-406.**

ORIGINALES BREVES

Intención de los estudiantes de medicina de vacunarse contra la gripe en su futuro ejercicio profesional. **Ignacio Hernández-García, Rafael González-Celador y M^a Teresa Giménez-Júlvez. 407-418.**

Construcción y validación del cuestionario G_clinic para medir la satisfacción laboral en profesionales de enfermería de las unidades de gestión clínica. **Ana M^a Porcel-Gálvez, Concepción Martínez-Lara, Eugenia Gil-García y Alberto Grao-Cruces. 419-430.**

VERSIÓN EN INGLÉS

EDITORIAL**CESÁREAS: POCA PERO SUFICIENTE INFORMACIÓN
PARA PONER COTO A LA INADECUACIÓN****Carlos Campillo Artero**

Servicio de Salud de las Islas Baleares. Palma de Mallorca.

Hay estipulaciones cuya interpretación y puesta en práctica algo caprichosas confunden el intelecto colectivo a largo plazo. Dos ejemplos: la fijación del umbral de significación estadística, introducido por Pearson y difundido ampliamente por Fisher, en 0,05 y de la tasa máxima aceptable de cesáreas en 15%^{1,2}.

Aunque el ascenso paulatino durante décadas de las tasas brutas de cesáreas y sus comparaciones entre hospitales sugieren sobreindicación de esta intervención (inadecuación), conocemos los peligros que encierran tanto las conclusiones que se extraigan como, sobre todo, las decisiones que se tomen y las acciones que se emprendan a partir de ellas. Dado el virtual estancamiento de los sistemas de información poblacionales en las tasas brutas de cesáreas, debe insistirse en que, sin comprobar si son distintas de las debidamente ajustadas por riesgo (entre otras variables, por edad de la madre, edad gestacional, paridad, cesárea previa, comorbilidad) puede ser temerario y, en el mejor de los casos, estéril impulsar intervenciones carentes de especificidad de objetivo (tanto como lo ha sido vincular la productividad variable de los contratos de gestión con el mantenimiento por debajo de 15 del porcentaje de cesáreas). La historia internacional reciente lo muestra a las claras.

La fracción clínicamente injustificada del aumento secular del porcentaje de cesáreas (y aun más de las programadas) sigue poniendo en evidencia la paresia de aquellos de quienes depende poner coto a esta tendencia en apariencia imparable. Este aquellos es como el viejo adagio de Hacienda: somos todos. Además, desde los prismas de la efectividad, la seguridad y la eficiencia, continúa justificando que se desplieguen con firmeza y de una vez por todas dos conjuntos de actuaciones y mantenerlas cuanto sea necesario. Primero, conocer bien su magnitud y sus causas, no de forma puntual, sino en periodos razonables y en todos los hospitales. (Hay diversas causas de inadecuación y, por consiguiente, su reducción depende de que se incida específicamente en cada una de ellas.) Segundo, actuar, también de forma sostenida, para reducir no el porcentaje de cesáreas *per se* sino el de las que no deberían efectuarse a la luz de indicaciones (para las urgentes y las programadas) fundamentadas en pruebas científicas, cuyo respaldo clínico aumenta, si bien con excesiva lentitud.

Respecto al conocimiento del problema, con independencia de los estudios aislados e incompletos realizados, las aproximaciones más sólidas a la sobreindicación de las cesáreas pueden dividirse grosso modo en tres grupos. Los atlas de variaciones de la práctica médica son sumamente útiles para detectar variabilidad de las tasas entre diferentes áreas geográficas, ser el primer paso

Correspondencia
Carlos Campillo Artero
Servicio de Salud de las Islas Baleares
Palma de Mallorca
carlos.campillo@ibsalut.es

y sugerir —no confirmar de entrada— sobre e infrautilización (injustificadas) de esta intervención³. En otros casos, además de las tasas brutas, se estiman retrospectivamente los porcentajes de (in)adecuación de las cesáreas urgentes y programadas a indicaciones establecidas y estándares fijados por amplio consenso^{4,5}. Otro estudio consiste en una intervención pre-post de aumento de la adecuación, en marcha en España desde 2006, en la cual actualmente participan 48 hospitales públicos cuya publicación se encuentra en revisión.

El tercer grupo comprende estudios que estiman directamente sobreutilización (son, en esencia, estudios de prescripción-indicación). Entre ellos sobresalen, por citar dos ejemplos, los que realizan en la *Bloomberg School of Public Health (The Johns Hopkins University)*. A partir de datos administrativos, como los de *Medicare*, y de una lista de tecnologías potencialmente sobreutilizadas, construyen índices simples y agregados, estandarizados y ajustados por riesgo y delinean patrones sistemáticos de sobreutilización de dichas tecnologías en áreas y regiones⁶. El segundo ejemplo es el estudio de Librero y colaboradores, que se publica en este número de la *Revista Española de Salud Pública*⁷.

El estudio de Librero ha de ser bienvenido por su sagacidad, solidez, utilidad y por descollar en un panorama caracterizado por la escasez de este tipo de evaluaciones en España. Insertado en el tercer grupo enumerado, calcula, para el conjunto de todos los partos en los hospitales públicos de la Comunidad Valenciana entre enero de 2005 y junio de 2010, el porcentaje de cesáreas en el subgrupo de mujeres de bajo riesgo de esta intervención (definido como mujeres parturientas menores de 35 años, sin embarazo múltiple ni antecedente registrado de cesárea, con gestación entre las 37 y las 41 semanas, feto en presentación cefálica y peso normal). Aunque el porcentaje de embarazos de bajo riesgo fue notable (58,4%),

los de cesáreas total y en mujeres embarazadas de bajo riesgo fueron, respectivamente, 24,4% (recorrido: de 16,3 a 41,2%) y 11,9% (de 7 a 28,9%). Pocas dudas respecto a sobreutilización de este procedimiento. Este indicador es útil: varía más que el porcentaje total de cesáreas, la correlación lineal entre ambos es alta y con un registro y una codificación adecuados —no siempre garantizables a priori—su monitorización no es excesivamente engorrosa.

Respecto a las actuaciones para reducir su magnitud y —lo más importante— sus consecuencias (complicaciones y gasto evitables) destacan dos tipos diferenciados por una característica intrínseca, no por la indiferencia que ambas parecen provocar a juzgar por su baja frecuencia y la imagen moteada y rala que ofrece su distribución geográfica.

Las primeras son las intervenciones aisladas y dirigidas a un solo objetivo. Las segundas son multifacéticas por cuanto incluyen diversas acciones, realizadas simultáneamente y encaminadas a diferentes objetivos, aunque uno distintivo es la modificación de comportamientos y el cambio cultural local: formación de personal sanitario y pacientes, consenso de indicaciones basadas en pruebas científicas, adopción de guías de práctica comunes, asignación de recursos necesarios, evaluación pre-post implantación de medidas de mejora y auditorías periódicas, segunda opinión obligatoria, información y retroalimentación, coordinación y gestión de equipos, fomento del liderazgo, cambios en la política institucional de los hospitales, incentivos económicos y no económicos (difusión pública de la comparación de los resultados de los hospitales, concesión de permisos para docencia, apoyo a la investigación, aumento de los márgenes de autogestión, entre otras)^{5,8-14} así como la investigación realizada en 48 hospitales públicos españoles antes citada.

Numerosos estudios, incluido el documento de consenso publicado en marzo de este año por *The American College of Obstetricians and Gynecologists*, acumulan pruebas científicas que muestran la falta de efectividad de las primeras para producir los cambios estructurales, de contexto, gestión y de comportamiento suficientes para reducir sustancialmente la inadecuación de las indicaciones de las cesáreas⁹. Por otro, acopian progresivamente pruebas sobre la efectividad de las multifacéticas para conseguir descensos, cuando menos aceptables, de los porcentajes de cesáreas, así como de las complicaciones y del gasto (evitable) asociados con ellas, cuya magnitud ayuda a vislumbrar la de su coste de oportunidad en cada sistema de salud¹⁸⁻¹⁴.

En España tenemos atlas de variaciones de cesáreas, algún estudio como el de Librero et al.⁷ y alguna intervención multifacética en marcha a escala nacional. Pero son hechos lamentablemente aislados y sin garantía de continuidad por lo que se explica a continuación.

No es ocioso insistir en la imperiosa necesidad de mejorar y mantener sistemas de información fiables. Librero y colaboradores lo hacen, como lo hicieron en su primer estudio de variaciones de los porcentajes de cesáreas publicado en 2000¹⁵, así como en la cortapisa que suponen para estos estudios las deficiencias en el registro de variables imprescindibles y en su codificación. Registrar bien y mantener registros clínicos depurados demanda recursos a pie de cama que siguen escaseando en nuestro país. No es baladí seguir haciendo hincapié en la necesidad de realizar evaluaciones periódicas, pre-post intervenciones de mejora y con grupo control si es posible. Ni es fútil recordar que las intervenciones enumeradas consumen recursos y exigen inversión y apoyo institucional real, suficiente y permanente.

Seguir evaluando e interviniendo poco, aisladamente y sin respaldo científico o, por el contrario, no evaluar, no intervenir y dejar las cosas cómo están es lo más cómodo pero me-

noscaba indefectiblemente la efectividad, la seguridad y la eficiencia sistémicas, lo cual, por su naturaleza y magnitud, valorado desde la perspectiva poblacional, también vulnera fundamentos de la ética médica y del profesionalismo. Confiar en el voluntarismo es un craso error. Su comportamiento es isotópico: tiene su propio periodo de desintegración.

BIBLIOGRAFÍA

1. Goodman SN. Toward evidence-based medical statistics. 1: The p value fallacy. *Ann Intern Med.* 1999;130(12):995-1004.
2. World Health Organization. Technical consultation on Guidelines for monitoring the availability and use of obstetric services. Geneva: WHO//UNFPA/UNICEF/AMDD; 2006.
3. Bernal Delgado E, Villaverde Royo MV, Abadía Taira MB, Librero López J, Peiró S, Rida López M. Variaciones en la utilización de cesárea en función del riesgo obstétrico en los hospitales de agudos del sistema nacional de salud. Zaragoza: Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud; 2009.
4. Robson MS, Scudamore IW, Walsh SM. Using the medical audit. Cycle to reduce cesarean section rates. *Am J Obstet Gynecol.* 1996;174:199-205.
5. Calvo A, Campillo C, Juan M, Roig C, Hermoso JC, Cabeza PJ. Effectiveness of a multifaceted strategy to improve the appropriateness of cesarean sections. *Acta Obstet Gynecol Scand.* 2009;88(7):842-5.
6. Segal SJ, Bridges JF, Chang HY, Chang E, Nassery N, Weiner J, et al. Identifying possible indicators of systematic overuse of health care procedures with claims data. *Med Care.* 2014;52(2):157-63.
7. Librero J, Peiró S, Belda A, Calabuig J. Porcentaje de cesáreas en mujeres de bajo riesgo: un indicador útil para comparar hospitales que atienden partos con riesgos diferentes. *Rev Esp Salud Pública.* 2014;88(3):postprint. Disponible en: http://www.msssi.gob.es/biblioPublic/publicaciones/recursos_propios/resp/revista_cdrom/vol88/vol88_3/JLL.pdf
8. Cahillet N, Dumont A. Evidence-based strategies for reducing cesarean section rates: a meta-analysis. *Birth* 2007;34(1):53-64.
9. The American College of Obstetricians and Gynecologists. Save prevention of the primary cesarean delivery. Obstetric care consensus. Washington, DC: ACOG; 2014.

10. Walker R, Turnbull D, Wilkinson C. Strategies to address global cesarean section rates: A review of the evidence. *Birth* 2002;29(1):28-39.
11. Grimshaw JM, Shirran L, Thomas R, Mowatt G, Fraser C, Bero L, et al. Changing provider behavior. An overview of systematic reviews of interventions. *Med Care*. 2001;39:II-2-45.
12. Bloomfield T. Caesarean section. NICE Guidelines and management of labour. *J Obstet Gynaecol*. 2004;24(5):485-90.
14. Mazzocco K, Petitti DB, Fong KT, Bonacum D, Brookey J, Graham S, et al. Surgical team behaviours and patient outcomes. *Am J Surg*. 2009;197(5):678-85.
15. Trowbridge R, Weingarten S, Wachter RM, Markowitz AJ. Educational Techniques used in changing provider behavior. In: Shojania KG, Duncan BW, McDonald KM, editors. Making health care safer: a critical analysis of patient safety practices. Evidence Report/Technology Assessment No. 43 (Prepared by the University of California at San Francisco–Stanford Evidence-based Practice Center under Contract No. 290-97-0013), AHRQ Publication No. 01-E058. Rockville, MD: Agency for Healthcare Research and Quality; 2001:595-9.
16. Librero J, Peiró S, Calderón SM. Interhospital variations in caesarean sections. A risk adjusted comparison in the Valencia public hospitals. *J Epidemiol Community Health*. 2000;54(8):631-6.

ORIGINAL

PORCENTAJE DE CESÁREAS EN MUJERES DE BAJO RIESGO: UN INDICADOR ÚTIL PARA COMPARAR HOSPITALES QUE ATIENDEN PARTOS CON RIESGOS DIFERENTES (*)

Julián Librero (1), Salvador Peiró (1), Ana Belda (2) y Julia Calabuig (2).

(1) Centro Superior de Investigación en Salud Pública (CSISP-FISABIO). Red de Investigación en Servicios de Salud en Enfermedades Crónicas (REDISSEC). Valencia.

(2) Servicio de Análisis de Sistemas de Información Sanitaria. Conselleria de Sanitat, Generalitat Valenciana. Valencia.

(*) Ayuda de investigación de la Fundación Mapfre (convocatoria 2010).

Conflicto de intereses: Ninguno en relación con este manuscrito.

RESUMEN

Fundamentos: el uso del “porcentaje de cesáreas” como indicador de calidad ha sido criticado por no considerar que los hospitales atienden partos con riesgos diferentes que podrían justificar su variabilidad. El objetivo de este trabajo es explorar las características de un indicador restringido al porcentaje de cesáreas en partos de bajo riesgo.

Métodos: cohorte retrospectiva de todos los partos atendidos en hospitales públicos de la Comunidad Valenciana durante el periodo 2005-2010 (n=214.611; fuente: Conjunto mínimo de datos básicos), en la que se identificaron los partos de bajo riesgo (edad menor 35 años, sin antecedentes de cesárea, duración de la gestación entre 37-41 semanas, y feto único, presentación cefálica y normopeso). Se analizó la variabilidad en el indicador, su correlación con el indicador bruto y, mediante modelos de regresión logística multinivel, la presencia de riesgos remanentes.

Resultados: un total de 117.589 (58,4% del total) partos fueron identificados como de bajo riesgo. El porcentaje de cesáreas en este subgrupo fue del 11,9% (24,4% para el total) con un rango entre hospitales del 7,0% al 28,9%. El porcentaje de cesáreas en bajo riesgo y total se correlacionaron fuertemente (r=0,88). El ajuste de los riesgos remanentes en la población de bajo riesgo no alteró el efecto hospital sobre el porcentaje de cesáreas.

Conclusiones: el porcentaje de cesáreas en partos de bajo riesgo incluye un alto volumen de partos, correlaciona con el indicador bruto y los riesgos remanentes no están influidos diferencialmente por los hospitales, siendo útil para monitorizar la calidad de la atención obstétrica en el Sistema Nacional de Salud.

Palabras clave: Cesárea. Calidad asistencial. Ajuste de riesgos.

Correspondencia

Salvador Peiró

Centro Superior de Investigación en Salud Pública (CSISP-FISABIO).

Avda Cataluña 21, 46020 Valencia, España.

Correo electrónico: peiro_bor@gva.es

ABSTRACT

C-Section Rate in Low-Risk Women: a Useful Indicator to Compare Hospitals Attending Deliveries with Different Risks

Background: the C-section rate has been criticized as a performance indicator for not considering that different hospitals manage deliveries with diverse risks. In this work we explore the characteristics of a new indicator restricted to low C-section risk deliveries.

Methods: retrospective cohort of all births (n=214,611) in all public hospitals during 2005-2010 in the Valencia Region, Spain (source: minimum basic dataset). A low-risk subpopulation consisting of women under 35, no history of c-section, between 37 and 41 gestational weeks, and with a single fetus, with cephalic presentation and normal weight (2500-3999 g) was constructed. We analyzed variability in the new indicator, its correlation with the crude indicator and, using multilevel logistic regression models, the presence of residual risks.

Results: a total of 117 589 births (58.4% of the whole deliveries) were identified as low C-section risk. The c-section rate in these women was 11.9% (24.4% for all deliveries) ranging between hospitals from 7.0% to 28.9%. The c-section rate in low-risk and total deliveries correlated strongly (r=0.88). The remaining risks in the population of low risk did not alter the hospital effect on the c-section rate.

Conclusion: the percentage of C-section in low risk women include a high volume of deliveries, correlated with the crude indicator and residual risks are not differentially influenced by hospitals, being a useful indicator for monitoring the quality of obstetric care in the National Health System.

Keyword: Cesarean section. Quality of health care. Risk adjustment.

INTRODUCCIÓN

En las últimas décadas se ha producido un extraordinario incremento en la incidencia de cesáreas en todos los países desarrollados, incluyendo España. Este incremento se ha acompañado de grandes diferencias de la incidencia entre áreas geográficas vecinas, variaciones entre hospitales con similar perfil de pacientes y elevadas tasas en centros de aparente escasa complejidad, aspectos que sugieren que buena parte de las indicaciones no responden a diferencias en los riesgos obstétricos de los partos atendidos, a lo largo del tiempo o entre hospitales, y que se está produciendo una importante sobreutilización de esta intervención^{1,2}. De hecho, la mayor parte del incremento en la incidencia parece deberse al aumento del número de cesáreas electivas primarias y cesáreas de repetición más que a un aumento de las complicaciones o de las circunstancias que pudieran complicar el parto³.

Aunque la cesárea es un procedimiento seguro y ampliamente aceptado en muchas situaciones, en los partos no complicados expone a la mujer a diversos riesgos sin aportar ninguna ventaja definida y, adicionalmente, se asocia a un mayor consumo de recursos hospitalarios (quirófano, días de estancia y otros). Por ello, muchas organizaciones sanitarias y sociedades científicas, han incluido el porcentaje de cesáreas, que suelen denominar “tasa” de cesáreas, como un indicador de la calidad y eficiencia de la atención obstétrica⁴⁻⁹. Pese a su aparente sencillez $[(n \text{ cesáreas} \times 100) / n \text{ partos}]$ este indicador tiene una importante limitación cuando se usa para comparar hospitales: existen muchas situaciones en que la cesárea es una indicación aceptada y los hospitales pueden atender partos con riesgos muy diferentes, especialmente por el llamado “sesgo de derivación” (*referral bias*) de los embarazos de mayor riesgo hacia hospitales con disponibilidad de servicios de referencia (neonatología u otros)¹⁰. En estos hospitales es razonablemente esperable un mayor por-

centaje de cesáreas por la mayor gravedad y complejidad de los partos atendidos y, cuando se usan indicadores crudos, la valoración de su calidad puede ser incorrecta¹¹.

Si se dispone de información con la suficiente exhaustividad y calidad sobre la presencia de los diferentes factores de riesgo de cesárea, una alternativa es usar métodos de ajuste del riesgo de cesárea mediante modelos de regresión multivariable. En Europa se han publicado muy pocos estudios usando metodologías de ajuste de riesgos sobre el porcentaje de cesárea^{1,11-15} y sólo uno de ellos en España¹¹. Las principales limitaciones de estos métodos son la ausencia de consenso sobre qué factores deben ser incluidos en el ajuste (incluso algunos, como la cesárea previa, son muy polémicos) y los problemas de exhaustividad, exactitud y fiabilidad de la información clínica registrada, que pueden derivar en nuevos sesgos^{1,11} y convertir en inútil el ajuste de riesgos.

Estos problemas han llevado a desarrollar otros métodos que permitan la comparación del porcentaje de cesáreas entre diferentes hospitales. Uno de los más interesantes, por su sencillez, consiste en excluir del indicador la subpoblación de partos con algún riesgo materno-fetal y comparar los hospitales basándose exclusivamente en los partos con bajo riesgo de cesárea^{1,5}. Este indicador con partos de “bajo riesgo” permitiría la comparación de una subpoblación importante en volumen, relativamente homogénea entre hospitales, y calculado en partos en los que el crecimiento de la tasa de cesáreas es más preocupante.

El objetivo de este trabajo es explorar las características de un indicador de cesárea en partos de bajo riesgo, cuantificar el porcentaje de partos incluidos en la subpoblación de mujeres con parto de bajo riesgo, describir sus características, analizar su variabilidad entre hospitales y su correlación con el indicador convencional (por-

centaje de cesáreas sobre el total de partos) y, finalmente, determinar si dentro de esta subpoblación persisten diferencias en riesgos que pudieran afectar a las comparaciones entre hospitales.

MATERIAL Y MÉTODOS

Diseño. Cohorte retrospectiva de todos los partos atendidos en los hospitales públicos de la Comunidad Valenciana durante el período enero de 2005 a junio de 2010, ambos incluidos.

Entorno. Hospitales con servicios de obstetricia-ginecología de la Agencia Valenciana de Salud (AVS). No se incluyeron los hospitales privados por no disponer de la información necesaria.

Fuentes de datos. Toda la información procedió del Conjunto Mínimo de Datos Básicos (CMBD) al alta hospitalaria de los hospitales de la AVS (21 a 24 hospitales según años del periodo de estudio). El CMBD es una base de datos común a todo el Sistema Nacional de Salud (SNS) que contiene un resumen de la información clínica y demográfica de todas las personas dadas de alta en los hospitales públicos, incluyendo el diagnóstico principal, hasta 15 diagnósticos secundarios y hasta 15 procedimientos clínicos, todos ellos codificados mediante la Clasificación Internacional de Enfermedades 9ª Revisión Modificación Clínica (CIE9MC)¹⁶. En el caso de la Comunidad Valenciana el CMBD incluye también información sobre la edad gestacional (en semanas) y el peso (en kilos) de hasta 2 recién nacidos.

Criterios de inclusión. Se incluyeron todos los partos (n=214.611) que tuvieron lugar entre enero de 2005 y junio de 2010, identificados en el CMBD de los hospitales de la AVS mediante los códigos 370 a 375 y 650 a 652 de los *All-Patient Diagnosis Related Groups* (AP-DRG).

Medida principal de resultados. Realización de cesárea, definida por la presencia al alta de los códigos indicativos de cesárea de los AP-DRG (370, 371, 650 ó 651).

Otras variables y definiciones. Edad de la madre (en años), tiempo de gestación (en semanas), antecedente de cesárea (presencia del código CIE9MC 654.2x como diagnóstico secundario), peso del recién nacido (RN) en kilos, parto múltiple (presencia de alguno de los códigos CIE9MC 651.xx, V27.2 a V27.7 y V31 a V37 como diagnósticos secundarios o por la anotación del peso de un segundo RN), presentación de nalgas (presencia del código CIE9MC 652.2x como diagnóstico secundario), resto de presentaciones no cefálicas (presencia de alguno de los códigos CIE9MC 652.xx como diagnósticos secundarios excepto el 652.2, 652.5), distocia (códigos CIE9MC 653.xx, 660, 661, 661.3, 662, 659.0, 659.1), sufrimiento fetal (presencia de los códigos CIE9MC 656.3 ó 663.0 como diagnósticos secundarios), otros factores de riesgo (presencia de cualquiera de los códigos CIE9MC 054.1, 430-434, 641, 642, 647.6, 648.0, 648.8, 654.6, 654.7, 654.9, 655.0, 655.1, 656.1, 656.5, 656.6 y 658.0 a 658.4 como diagnósticos secundarios).

Indicador de bajo riesgo de cesárea. Construir un indicador de bajo riesgo es, esencialmente, delimitar un subgrupo de partos sin factores de riesgo relevantes y lo menos afectado posible por sesgos de información. Para ello se partió de un marco conceptual que valoró la calidad de los datos del CMBD en función de su previsibilidad (por ejemplo la cesárea previa o el embarazo múltiple son factores de riesgo de cesárea más previsibles que la distocia o el sufrimiento fetal), de la subjetividad de la interpretación (por ejemplo la edad de la madre, peso del RN, el embarazo múltiple o el parto de nalgas son más objetivos que la distocia, que tiene importantes diferencias en su definición) y de la importancia de su presencia en la indicación de cesárea (por ejemplo la fuerza de la asocia-

ción entre la presentación de nalgas y la realización de cesárea es mayor que con muchas distocias). Excluyendo los partos que tenían registrados los factores de riesgo seleccionados se delimitó un subgrupo “de bajo riesgo” integrado por parturientas menores de 35 años, sin embarazo múltiple ni antecedente registrado de cesárea, con gestación entre las 37 y 41 semanas, fetos en presentación cefálica y normopeso (2.500-3.999 gramos). Otras variables relevantes en cuanto a la indicación de cesárea, como la distocia o el sufrimiento fetal, no se utilizaron para la exclusión de casos debido a que presentan importantes sesgos de información¹¹. Los valores ausentes en cualquiera de las variables utilizadas (edad de la madre, embarazo múltiple, antecedente de cesárea, semanas de gestación, presentación y peso del recién nacido) se consideraron normales, de modo que el indicador no beneficie a los centros que no cumplieran la información.

Aspectos éticos. El estudio, de naturaleza observacional, sin ningún tipo de experimentación ni aleatorización y con información retrospectiva, no planteaba otros problemas éticos que los relacionados con la confidencialidad de los datos sanitarios. Para gestionar este aspecto, los CMBD utilizados en el estudio fueron anonimizados por la Agencia Valenciana de Salud de forma previa a su remisión al equipo de investigación y no contenían ningún tipo de dato o clave que permitiera a los investigadores la identificación de las mujeres o su vinculación a otras bases de datos con identificadores de pacientes. El estudio fue aprobado por el Comité de Ética y Ensayos Clínicos de la Dirección General de Salud Pública y Centro Superior de Investigación en Salud Pública (Dictamen de 18 de noviembre de 2010).

Análisis estadístico. Para los 24 hospitales de la muestra, en primer lugar se describió la frecuencia de los factores de riesgo y el porcentaje de cesáreas para todos los partos, utilizando medias o porcentajes según las características de las correspondientes variables. Se obvió la incorporación de pruebas de signifi-

cación estadística o intervalos de confianza porque, dado el tamaño muestral, las diferencias entre hospitales fueron siempre estadísticamente significativas. En segundo lugar se describió, también por hospitales, el volumen de partos de bajo riesgo conforme a las especificaciones del indicador, sus características en cuanto a edad de la madre, edad gestacional, peso del RN y el porcentaje de cesáreas realizado sobre estos partos. A continuación se analizó la variabilidad entre hospitales para el indicador crudo y el indicador de bajo riesgo usando los estadísticos clásicos del análisis de variaciones en la práctica médica¹⁷: la razón de variación (RV; razón entre los hospitales con el porcentaje máximo y mínimo de cesárea), el coeficiente de variación (CV), el CV ponderado (CVw) por el número de partos en cada hospital, el componente sistemático de la variación (CSV) y Ji al cuadrado (χ^2). Estos estadísticos se calcularon para todos los hospitales excluyendo los que tenían porcentajes de cesárea por fuera de los percentiles [P] P5 y P95 o P25 y P75 (RV5-95, RV25-75, CV5-95, CVW5-95 y CSV5-95). Igualmente, se valoró la correlación entre los indicadores de cesárea en la población total y de bajo riesgo mediante el coeficiente de correlación de Spearman.

Finalmente, para valorar si dentro de la población identificada como de “bajo riesgo” aun se mantenían diferencias de riesgo que pudieran afectar a las comparaciones entre hospitales, se analizó la homogeneidad interna del indicador de bajo riesgo mediante una regresión logística multinivel con la cesárea como variable dependiente y la edad de la madre, edad gestacional y peso del RN (categorizadas en tramos) como variables independientes. Se partió de un modelo vacío, sin covariables, que replicaría el indicador de bajo riesgo y valoraría el efecto del hospital sin ajustes sobre el riesgo de cesárea en la subpoblación de bajo riesgo, para añadir en un segundo modelo las covariables disponibles en esta subpoblación (edad de la madre, edad gestacional y peso del RN) categorizadas por tramos. El contraste entre modelos se realizó atendiendo a la mejora en la bondad del ajuste (medida por el *deviance information criterion*,

DIC). El efecto hospital se valoró mediante el porcentaje de varianza explicada por el nivel hospital [(coeficiente de correlación intraclase (CCI)] asumiendo que la varianza del nivel individual es 3,29 (método latente)¹⁸, la varianza explicada en escala odds ratio¹⁹ y los posibles cambios en la posición relativa de los hospitales en la distribución de efectos (gráfico de residuos). Todos los análisis se realizaron utilizando el paquete estadístico R (*Free Software Foundation's, GNU General Public License*).

RESULTADOS

En la **tabla 1** se muestra, para cada uno de los 24 hospitales, el número de partos en el periodo estudiado, la edad media de la madre, el promedio de semanas de gestación y de peso del RN, así como el porcentaje de casos con el respectivo factor de riesgo y el porcentaje de cesáreas. Mientras que algunos factores como la edad media de la madre (rango entre hospitales: 29,4 a 31,5 años), tiempo medio de gestación (rango:

Tabla
Factores de riesgo y porcentaje de cesáreas en los hospitales públicos de la Comunidad Valenciana (2005-2010; todos los partos)

Hospital	n	Edad madre	% cesárea previa	% Parto múltiple	Semana gestación	Peso Recién nacido	Características del parto %					
							Present. Nalgas	Present. no cefálica	Distoc	Sufr. fetal	Otros	Cesárea
Hosp_01	1.150	30,98	9,91	1,13	39,08	3,32	0,87	9,13	41,39	6,61	27,65	16,35
Hosp_02	10.034	30,33	8,37	1,46	39,22	3,28	0,56	4,84	8,10	0,17	18,33	17,21
Hosp_03	10.587	29,70	2,52	1,75	38,74	3,26	1,10	4,41	11,42	0,82	14,10	18,16
Hosp_04	2.553	31,41	7,99	1,33	39,18	3,23	3,80	4,58	5,60	6,70	20,25	18,92
Hosp_05	16.217	30,64	5,67	2,31	38,66	3,18	3,16	5,71	14,80	0,25	17,20	19,83
Hosp_06	6.509	30,80	8,65	1,83	39,01	3,26	4,21	6,33	7,77	2,46	9,54	20,11
Hosp_07	8.766	31,37	2,41	2,37	39,04	3,26	2,53	3,94	12,53	0,06	13,39	21,46
Hosp_08	11.321	30,81	5,03	1,82	39,03	3,27	1,02	5,83	20,96	0,20	18,73	21,91
Hosp_09	9.427	30,87	7,74	1,92	38,91	3,22	1,54	6,04	12,04	0,16	20,34	22,05
Hosp_10	11.586	30,27	6,43	1,27	39,56	3,27	1,45	4,43	39,27	6,21	19,93	22,56
Hosp_11	5.094	29,49	5,61	1,49	39,06	3,30	2,49	5,14	15,47	0,63	16,65	22,63
Hosp_12	31.277	30,83	10,94	3,51	38,70	3,17	4,42	6,89	12,49	2,71	24,24	23,37
Hosp_13	10.177	29,91	5,20	0,99	39,17	3,32	1,35	3,10	14,85	1,02	8,01	25,78
Hosp_14	4.602	30,25	5,89	1,37	39,20	3,33	1,65	5,13	11,89	4,87	14,60	25,99
Hosp_15	4.204	29,89	9,13	1,38	39,07	3,29	0,10	4,76	12,37	0,14	15,84	26,36
Hosp_16	17.252	30,55	1,02	2,96	38,61	3,19	1,27	6,90	13,58	5,48	17,45	26,51
Hosp_17	1.589	30,77	7,49	1,38	39,25	3,33	0,88	4,59	17,31	3,40	18,00	27,82
Hosp_18	7.190	30,12	8,64	1,56	38,81	3,26	0,63	6,77	12,98	0,65	13,94	27,94
Hosp_19	7.097	30,09	9,54	1,70	38,91	3,27	1,61	5,89	9,31	5,37	5,09	28,74
Hosp_20	13.185	30,16	7,83	2,53	38,59	3,20	0,17	5,12	19,21	0,90	17,89	28,97
Hosp_21	10.299	30,75	11,00	3,07	38,72	3,24	0,81	6,95	29,54	2,30	20,50	30,87
Hosp_22	6.428	31,26	8,79	1,98	39,10	3,23	2,99	5,74	18,50	0,19	17,02	31,30
Hosp_23	5.891	30,72	8,40	1,43	39,55	3,30	2,29	4,26	8,67	2,95	5,35	35,04
Hosp_24	2.176	30,97	11,35	0,92	39,07	3,29	4,18	4,41	27,76	6,80	12,73	41,18
Total	214.611	30,53	7,04	2,17	38,89	3,23	2,03	5,61	15,87	2,16	17,00	24,38

38,6 a 39,6 semanas) o el peso medio del RN (rango: 3,2 a 3,3 Kg.) mostraron una variación muy discreta, la mayor parte de los factores de riesgo dicotómicos tuvieron una gran variabilidad entre hospitales (cesárea previa: 1,0% a 11,3%; presentación de nalgas: 0,1% a 4,4%), distocia: de 5,6% a 41,4%; sufrimiento fetal: de 0,2% a 6,2%). El porcentaje de cesáreas (para todos los partos) en el período estudiado fue del 24,4%, con un rango entre hospitales desde el 16,3% al 41,2%. Los dos hospitales (de tipo comarcal) con los porcentajes más elevados (35,0% y 41,2%) duplicaron y más los de dos hospitales (también comarcales) con los menores porcentajes (16,3% y 17,2%).

Un 58,4% del total de partos fue identificado como de bajo riesgo con los criterios especificados previamente (tabla 2). Respecto al total, en los partos de bajo riesgo la edad media de la madre bajó 2,3 años (hasta los 28,2; rango entre hospitales: 27,4 a 29,2), mientras que la edad gestacional (media: 39,3; rango: 39,0 a 39,7) y el peso del RN (media: 3,3; rango: 3,2 a 3,3) ascendieron discretamente. El porcentaje de cesáreas en este subgrupo de bajo riesgo fue del 11,9% (12,3 puntos porcentuales menos que el porcentaje para todos los partos, reducción relativa del 51,2%), con un rango entre hospitales del 7,0% al 28,9%. Un total de 8 hospitales superaron en más del doble el porcentaje de cesáreas del hospital que tenía el menor, uno lo triplicaba y otro lo cuadruplicaba

La tabla 3 muestra los estadísticos de variabilidad para todos los partos y el subgrupo de bajo riesgo. La distribución de cesárea por hospitales mostró mayor dispersión con el nuevo indicador de bajo riesgo que con el indicador para toda la población de partos. La figura 1 muestra un gráfico de embudo con los 24 hospitales en un espacio definido por la probabilidad de cesárea en las mujeres con bajo riesgo y el número de partos que atendía cada hospital, incluyendo las líneas correspondien-

Tabla 2
Factores de riesgo y porcentaje de cesáreas en los hospitales públicos de la Comunidad Valenciana (2005-2010 (sólo partos de “bajo riesgo” de cesárea)

Hospital	n	Edad madre	Semana gestación	Peso Recién nacido	% Cesárea
Hosp_05	8.160	28,34	39,19	3,24	7,00
Hosp_03	6.435	27,44	39,04	3,29	7,29
Hosp_12	15.218	28,31	39,41	3,26	8,15
Hosp_01	587	28,71	39,14	3,30	8,69
Hosp_02	5.956	28,33	39,45	3,28	9,23
Hosp_06	3.559	28,67	39,30	3,28	10,12
Hosp_04	1.501	29,19	39,40	3,25	10,13
Hosp_08	6.269	28,32	39,38	3,29	10,37
Hosp_09	5.158	28,62	39,37	3,27	10,70
Hosp_21	4.941	28,15	39,43	3,30	11,52
Hosp_07	4.811	28,83	39,35	3,30	11,76
Hosp_11	3.081	27,37	39,37	3,31	12,79
Hosp_18	3.940	27,70	39,24	3,29	12,89
Hosp_10	6.475	28,24	39,66	3,25	13,08
Hosp_17	858	28,25	39,42	3,32	13,17
Hosp_19	3.983	27,70	39,32	3,30	13,76
Hosp_20	7.308	28,01	39,30	3,29	14,44
Hosp_14	2.629	28,09	39,40	3,33	14,72
Hosp_16	9.670	28,18	39,25	3,27	14,90
Hosp_15	2.374	27,43	39,39	3,30	15,00
Hosp_13	7.045	27,70	39,42	3,30	15,81
Hosp_22	3.474	29,10	39,42	3,25	16,03
Hosp_23	3.204	28,53	39,64	3,27	20,88
Hosp_24	953	28,77	39,27	3,27	28,86
Total	117.589	28,19	39,35	3,28	11,90

tes a los límites de confianza al 95 y 99% en torno a la probabilidad esperada (0,12). Se observó una importante discrepancia entre hospitales no explicable por el azar. Los dos hospitales más discrepantes eran centros que atendían pocos partos, mientras que el hospital de mayor volumen de partos presentó niveles de cesárea inferiores a la media. La figura 2 muestra la elevada correlación que hubo entre el indicador global (“porcentaje de cesáreas”) y el

Tabla 3
Variabilidad entre hospitales en el
porcentaje de cesáreas.
Población total y de bajo riesgo

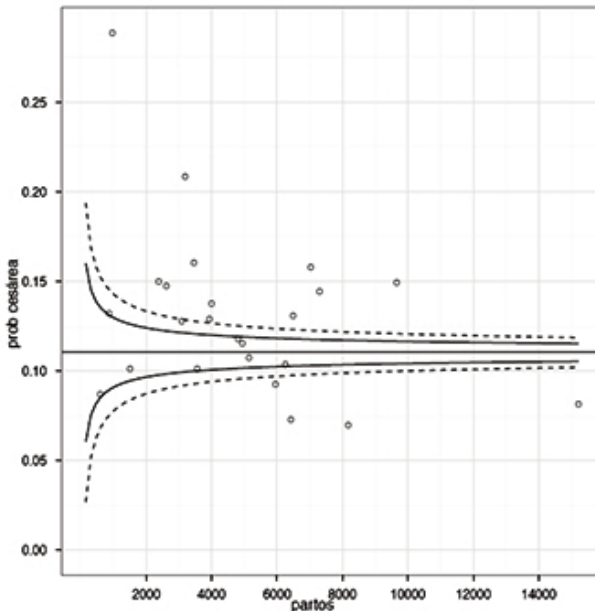
	Todos los partos	Partos de bajo riesgo
RV	2,52	4,12
RV5-95	1,72	1,97
RV25-75	1,30	1,45
CV	0,24	0,36
CV5-95	0,16	0,20
CVW	0,19	0,32
CVW5-95	0,15	0,22
CSV	0,06	0,15
CSV5-95	0,02	0,04
chi ²	1839,40	1295,52

RV: razón de variación; CV: coeficiente de variación; CVW: CV ponderado; CSV: componente sistemático de la variación. Los subíndices indican que se han excluido los hospitales por fuera de los correspondientes percentiles.

indicador “porcentaje de cesárea en mujeres con parto de bajo riesgo” ($r=0,88$).

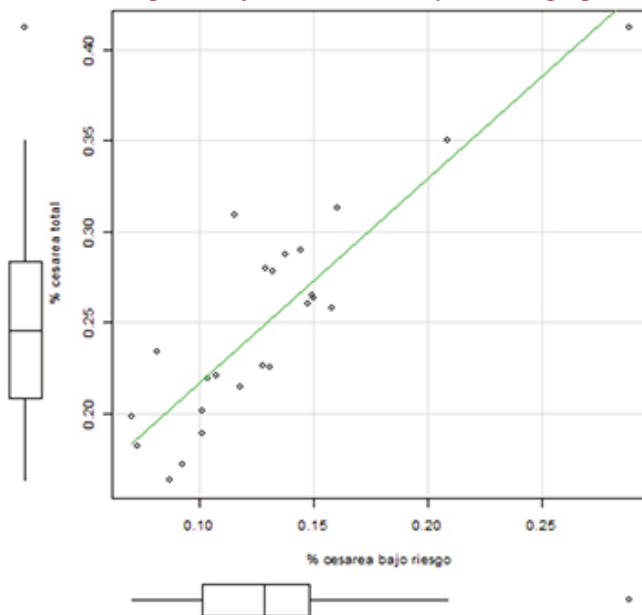
En la **tabla 4** se muestran los riesgos de cesárea asociados a las variables (estratificadas por tramos) edad de la madre, año, peso del RN y semana de gestación para la subpoblación de bajo riesgo. Al margen de un descenso en el porcentaje de cesáreas de este subgrupo a partir de 2008, se constató la persistencia de riesgos diferentes asociados a los diferentes estratos de cada factor, tanto en el análisis bivariable como en el multivariable, aunque relativamente discretos. El modelo multinivel ajustado (DIC: 12.748,87) se ajustó discretamente mejor a los datos que el modelo vacío (DIC: 12.790,79). Otros parámetros confirmaron la escasa capacidad de las diferencias en riesgos que persistieron en el indicador de bajo riesgo para explicar las diferencias entre hospitales: el “efecto hospi-

Figura 1
Probabilidad esperada de cesáreas en partos de bajo riesgo en función del volumen de partos (intervalos de confianza del 95% y 99% en torno al porcentaje medio de cesáreas)



n= 117.589 (población de bajo riesgo).

Figura 2
Relación entre el porcentaje de cesárea total y en el subgrupo de bajo riesgo



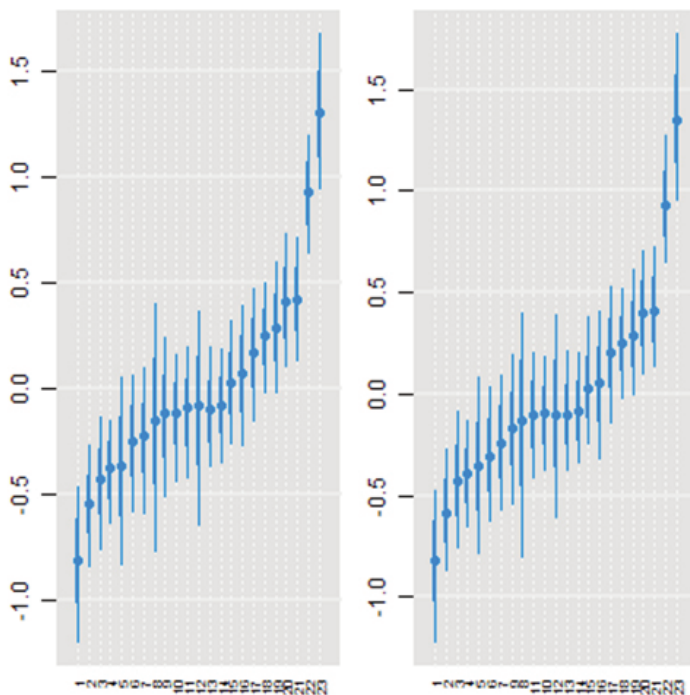
n= 214.611 partos; 24 hospitales.

Tabla 4
Factores asociados a la realización de cesárea en la población de bajo riesgo.
Análisis bivariante y multivariante

		Análisis bivariante		Análisis multivariante		
		OR	IC95%	OR	IC95%	p
Edad	15-19 años	1,00		1,00		
	20-24 años	1,12	0,98-1,28	1,11	0,97-1,26	0,130
	25-29 años	1,39	1,22-1,57	1,37	1,21-1,55	<0,001
	30-34 años	1,46	1,29-1,65	1,44	1,28-1,63	<0,001
Año	2005	1,00		1,00		
	2006	1,01	0,94-1,09	1,01	0,94-1,08	0,808
	2007	0,99	0,92-1,06	0,99	0,92-1,07	0,833
	2008	0,92	0,86-0,99	0,92	0,86-0,99	0,021
	2009	0,89	0,83-0,96	0,89	0,83-0,96	0,003
	2010	0,84	0,76-0,92	0,83	0,76-0,92	<0,001
Tiempo gestación	39-40 sem.	1,00		1,00		
	36-38 sem.	1,02	0,98-1,08	1,07	1,02-1,12	<0,001
Peso del recién nacido	2,5-2,8 Kg	1,00		1,00		
	2,8-3,1 Kg	0,77	0,71-0,84	0,78	0,71-0,84	<0,001
	3,1-3,4 Kg	0,81	0,75-0,88	0,82	0,76-0,89	<0,001
	3,4-3,7 Kg	0,93	0,86-1,01	0,94	0,87-1,02	0,158
	3,7-4,0 Kg	1,30	1,20-1,42	1,33	1,21-1,45	<0,001

n=117.589. OR: Odds ratio; IC95%: intervalo de confianza del 95%.

Figura 3
Posición y dispersión de los hospitales en su riesgo de cesárea de acuerdo al indicador de bajo riesgo crudo (izquierda) y ajustado por covariables (derecha)



n= 117.589 (población de bajo riesgo).

tal" sobre las variaciones en el riesgo de cesárea individual fue del 7% (IC95% 3,3-11,4) para el modelo vacío y del 7,8% (IC95%: 3,6-13,3) para el modelo con covariables y en la escala OR, la mediana del modelo vacío fue 1,63 frente a 1,68 del modelo con covariables. La **figura 3** muestra como la inclusión de covariables no alteró prácticamente el “efecto hospital” sobre la probabilidad de cesárea en términos de la magnitud de dicho efecto y de la posición relativa de los hospitales (ordenados según su tasa en el modelo vacío).

DISCUSIÓN

Los resultados de este trabajo muestran, en primer lugar, que el indicador de bajo riesgo incluye una proporción importante

(algo más de la mitad) del total de partos realizados en los hospitales de la AVS, un aspecto de gran interés para su posible uso como indicador de calidad. En segundo lugar, el indicador en partos de bajo riesgo muestra una mayor variabilidad que el indicador global de cesáreas, aspecto que sugiere una mayor sensibilidad para identificar hospitales con comportamientos diferenciales, otro aspecto relevante para monitorizar la actividad de los servicios obstétricos. En tercer lugar, el indicador de bajo riesgo presenta una elevada correlación con el indicador para toda la población. Este era un aspecto esperable (los partos de bajo riesgo están contenidos en el total), pero apoya que las valoraciones previas basadas en el indicador crudo, aun cuantitativamente inexactas, se orientan adecuadamente hacia los

hospitales con una mayor tendencia a la práctica de cesáreas, incluso en poblaciones de bajo riesgo. Finalmente, nuestro trabajo muestra que, aunque el nuevo indicador mantiene cierta heterogeneidad en los riesgos remanentes dentro del “bajo riesgo”, estos riesgos remanentes se distribuyen de forma homogénea entre hospitales y el indicador puede utilizarse sin necesidad de recurrir a nuevos ajustes que no variarían sustancialmente la posición relativa de los hospitales ni la desviación de cada uno respecto a lo esperado.

La cesárea es un procedimiento indicado en diversos escenarios clínicos y numerosos estudios han identificado variables del parto (edad de la madre, presentación de nalgas, anomalías de la placenta, sufrimiento fetal, etc.) que incrementan la probabilidad de sufrirla^{3,10-15}. Pese a ello, la mayor parte de organizaciones sanitarias—también los diferentes servicios regionales de salud del SNS—utilizan indicadores crudos que no tienen en cuenta estos factores. No considerar estos factores de riesgo de cesárea puede conducir a sesgar las comparaciones entre hospitales si varían entre los diferentes centros, como es esperable^{10,11,15,20}. En el mismo sentido, el registro inexacto de estos factores de riesgo tendrá también un efecto distorsionador sobre las comparaciones entre hospitales, especialmente si algunos realizan interpretaciones subjetivas de códigos como la distocia o el sufrimiento fetal. En las comparaciones ajustadas por riesgo, las diferencias en el registro de factores de riesgo justificarían elevadas “tasas” de cesárea en los hospitales que hagan diagnósticos fuertemente asociados a la realización de cesárea con mayor prodigalidad¹¹. Esta situación ha llevado al desarrollo de nuevos indicadores que intentan reducir los sesgos de información centrándose en subpoblaciones de bajo riesgo^{1,5}.

En este estudio se explora una versión sencilla de uno de estos indicadores que

valora las tasas de cesárea en una población de mujeres jóvenes (menores de 35 años), con feto único y sin antecedentes de cesárea, gestación entre las 37 y 41 semanas y con fetos en presentación cefálica y normopeso (2.500-3.999 gr). Se optó por no incluir variables como la distocia o el sufrimiento fetal por la sobreutilización de estos códigos en algunos hospitales: el rango para la distocia fue de 5,6% al 41,4% de los partos según hospitales y para el sufrimiento fetal del 0,2% al 6,2%, con las mayores cifras en hospitales comarcales que, sin embargo, no tenían mayor frecuencia de otros riesgos más objetivos. Otras variables también están afectadas por sesgos de información diferencial, pero se optó por incluirlas cuando se trataba de sesgos de subregistro de una variable objetiva (por ejemplo antecedente de cesárea). En este caso, el sesgo de información no beneficia al centro que peor cumple los datos lo cual es corregible.

En cuanto a las limitaciones de nuestro trabajo cabe señalar, en primer lugar, las inherentes a la calidad de los datos usados. Los propios sesgos de información que se tratan de reducir con el nuevo indicador podrían afectar en diversos modos a los resultados del estudio. En segundo lugar, el indicador desarrollado podría ser mejorado con la incorporación de nuevos criterios que llevarían a la exclusión de otros subgrupos (por ejemplo partos de mujer seropositiva para el virus de la inmunodeficiencia adquirida (VIH+), con hepatitis C, con un cáncer activo, con placenta previa, etcétera.). La Agencia Valenciana de Salud, que ya incorporó un indicador de bajo riesgo en 2009, lo modificó recientemente para excluir nuevas poblaciones. Aunque el número de partos excluidos es probablemente reducido y los resultados no variarían mucho respecto a los señalados en este estudio, el indicador puede ganar en validez de apariencia, un aspecto importante para su implantación y aceptación.

La cesárea es, actualmente, la intervención de cirugía mayor más frecuentemente realizada en el SNS. Tanto las variaciones entre hospitales (numerosos centros se mantienen tradicionalmente por debajo del 15% de cesáreas) como la efectividad mostrada por algunas intervenciones en su reducción²¹, sugieren que existe un amplio espacio para reducir el porcentaje de cesáreas en el SNS. El indicador de cesárea en parto de bajo riesgo puede ser de interés en estas intervenciones, especialmente por su enfoque hacia las mujeres en las que la relación riesgo/beneficio de la cesárea es más dudosa.

BIBLIOGRAFÍA

1. Aelvoet W, Windey F, Molenberghs G, Verstraelen H, Van Reempts P, Foidart JM. Screening for inter-hospital differences in cesarean section rates in low-risk deliveries using administrative data: an initiative to improve the quality of care. *BMC Health Serv Res.* 2008;8:3.
2. Anderson GM. Making sense of rising caesarean section rates. *BMJ.* 2004;329:696-7.
3. Gregory KD, Korst LM, Gornbein JA, Platt LD. Using administrative data to identify indications for elective primary cesarean delivery. *Health Serv Res.* 2002;37(5):1387-401.
4. Joint Commission on Accreditation of Healthcare Organizations: A Comprehensive Review of Development and Testing for National Implementation of Hospital Core Measures. Disponible en: http://www.jointcommission.org/assets/1/18/A_Comprehensive_Review_of_Development_for_Core_Measures.pdf
5. Agency for Healthcare Research and Quality. Cesarean Delivery Rate. In: AHRQ Quality Indicators. Guide to Inpatient Quality Indicators: Quality of Care in Hospitals. Volume, Mortality, and Utilization. Rockville, MD: Agency for Healthcare Research and Quality; 2004:67-69.
6. Maryland Hospitals Quality Indicator Project: Quality Indicator Project® Acute Care Measures. Disponible en: http://www.qiproject.org/pdf/Acute_are_Indicators.pdf
7. National Perinatal Information Center/Quality Analytic Services: Quarterly Reports. Disponible en: <http://www.npic.org>
8. Thomas J, Paranjothy S, Royal College of Obstetricians and Gynaecologists Clinical Effectiveness Support Unit. National Sentinel Caesarean Section Audit Report. London:RCOG Press; 2001.
9. Campillo F, Casellas M, García-Hernández JA, Miranda P, Romero F, Santamaría R. Indicadores de calidad asistencial en ginecología y obstetricia. Madrid: Fundación Avedis Donabedian. Sociedad Española de Ginecología y Obstetricia; 1999.
10. Aron DC, Harper DL, Shepardson LB, Rosenthal GE. Impact of risk-adjusting cesarean delivery rates when reporting hospital performance. *JAMA.* 1998; 279:1968-72.
11. Libroero J, Peiró S, Calderón SM. Interhospital variations in caesarean sections. A risk adjusted comparison in the Valencia public hospitals. *J Epidemiol Community Health.* 2000;54:631-6.
12. Di Lallo D, Perucci CA, Bertollini R, Mallone. Cesarean section rates by type of maternity unit and level of obstetric care: an area-based study in central Italy. *Prev Med.* 1996; 25:178-85.
13. Rabilloud M, Ecochard R, Esteve J. Maternity hospital ranking on prophylactic caesarian section rates: uncertainty associated with ranks. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol.* 2001; 94:139-44.
14. Fantini MP, Stivanello E, Frammartino B, Barone AP, Fusco D, Dallolio L, et al. Risk adjustment for inter-hospital comparison of primary cesarean section rates: need, validity and parsimony. *BMC Health Serv Res.* 2006;6:100.
15. Bragg F, Cromwell DA, Edozien LC, Gurol-Urganci I, Mahmood TA, Templeton A, et al. Variation in rates of caesarean section among English NHS trusts after accounting for maternal and clinical risk: cross sectional study. *BMJ.* 2010;341:c5065.
16. Clasificación Internacional de Enfermedades. 9a revisión. Modificación clínica, 7a ed. eCIE9MC. Edición electrónica de la CIE-9-MC. Madrid: Ministerio de Sanidad y Política social; 2011.
17. Ibáñez B, Libroero J, Bernal-Delgado E, Peiró S, López-Valcarcel BG, Martínez N, et al. Is there much variation in variation? Revisiting statistics of small area variation in health services research. *BMC Health Serv Res.* 2009;9:60.
18. Merlo J, Chaix B, Ohlsson H, Beckman A, Johnell K, Hjerpe P, et al. A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: using measures of clustering in multilevel logistic regression to investigate contextual phenomena. *J Epidemiol Community Health.* 2006;60(4):290-7.

19. Larsen K, Merlo J. Appropriate assessment of neighborhood effects on individual health: integrating random and fixed effects in multilevel logistic regression. *Am J Epidemiol.* 2005;161(1):81-8.
20. Bailit JL, Dooley SL, Peaceman AN. Risk adjustment for interhospital comparison of primary cesarean rates. *Obstet Gynecol.* 1999;93(6):1025-30.
21. Calvo A, Campillo C, Juan M, Roig C, Hermoso JC, Cabeza PJ. Effectiveness of a multifaceted strategy to improve the appropriateness of cesarean sections. *Acta Obstet Gynecol Scand.* 2009;88(7):842-5.

ORIGINAL

SESGO DE RESPUESTA EN UNA ENCUESTA POSTAL POBLACIONAL SOBRE CALIDAD DE VIDA RELACIONADA CON LA SALUD (SF-12v2) (*)

Bienvenida Carpe Carpe (1), Lauro Hernando Arizaleta (2), Olga Monteagudo Piqueras (3), José M^a Abellán Perpiñán (4), Joaquín A Palomar Rodríguez (2) y Jordi Alonso (5,6,7).

(1) Unidad Docente de Medicina Preventiva y Salud Pública de la Región de Murcia.

(2) Servicio de Planificación y Financiación Sanitaria. DGPOSFI. Consejería de Sanidad y Política Social de la Región de Murcia.

(3) Subdirección General de Calidad Asistencial. DGPOSFI. Consejería de Sanidad y Política Social de la Región de Murcia.

(4) Grupo de trabajo en Economía de la Salud de la Universidad de Murcia.

(5) Grupo de Investigación en Servicios Sanitarios. IMIM (Instituto Hospital del Mar de Investigaciones Médicas).

(6) Centro de Investigación Biomédica en Red de Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP).

(7) Universidad Pompeu Fabra (UPF). Barcelona.

(*) Las encuestas en las que se basa este trabajo fueron financiadas por la Dirección General de Planificación, Ordenación Sanitaria y Farmacéutica e Investigación de la Consejería de Sanidad y Política Social de la Región de Murcia.

Los autores declaran que no existen conflictos de interés.

RESUMEN

Fundamentos: en las investigaciones que utilizan un cuestionario como fuente de información el sesgo asociado a la baja tasa de respuesta puede limitar la ventaja económica de las encuestas poblacionales por correo postal. El objetivo fue estimar los factores asociados a la no respuesta con énfasis en la Calidad de Vida Relacionada con la Salud (CVRS).

Métodos: a las personas que respondieron a la Encuesta de Salud de Murcia-2007 (≥ 18 años), realizada vía telefónica, se les remitió cuatro meses después un segundo cuestionario por vía postal. Ambas evaluaciones incluían información sobre CVRS: SF-12v2 (telefónica) y EQ-5D (postal). Se realizó una regresión logística para identificar los factores basales (sociodemográficos, conductas relacionadas con la salud y CVRS - sumario físico (CSF) y sumario mental (CSM) del SF-12v2) asociados a la no respuesta postal.

Resultados: 2.078 (61,5%) individuos no respondieron. Análisis multivariante: la no respuesta se asoció con el estado civil, mayor probabilidad de no responder si no estaba casado (viudo OR: 2,24; IC95% 0,61/0,88; separado/divorciado 1,69; 1,10/2,59; soltero 1,53; 1,23/1,90) y de manera inversa con la edad (25-34 años OR: 0,95; IC95% 0,69/1,29; 35-44 años 0,60; 0,43/0,85; 45-54 años 0,42; 0,29/0,60; 55-64 años 0,29; 0,20/0,43; 65-74 años 0,17; 0,11/0,26; ≥ 75 años 0,15; 0,09/0,23) y el nivel de estudios (primarios OR: 0,65; IC95% 0,48/0,86; secundarios 0,41; 0,30/0,57; superiores 0,22; 0,16/0,30). También se asoció con la CVRS pero de manera diferenciada para el CSF: las personas con puntuaciones intermedias presentaron menor probabilidad de no responder (OR: 0,73; IC95% 0,61/0,88) que para el CSM: las personas del tercil superior presentaron mayor probabilidad de no responder (OR: 1,47; 1,22/1,78).

Conclusiones: la CVRS influye en la no respuesta de las encuestas postales, dando lugar a una sobrerrepresentación de los individuos con salud física media y con salud mental baja, lo que introduce sesgos de pequeña magnitud en la estimación de la CVRS poblacional.

Palabras clave: Sesgo (Epidemiología). Encuestas epidemiológicas. Calidad de vida.

Correspondencia
Bienvenida Carpe Carpe
Pinares, 6. 3^a planta
30001 Murcia
bienvenida.carpe@carm.es

ABSTRACT

Response Bias in a Population Postal Survey on Health-Related Quality of Life (sf-12v2)

Background: the bias associated with the low response rate may limit the economic advantage of population surveys by mail. The factors associated with non-response were estimated with an emphasis on Health-Related Quality of Life (HRQoL).

Methods: people who had answered to the Health Survey Murcia-2007 2007 (≥ 18 years), realized by telephone, were sent another postal questionnaire four months later. Both evaluations included information about HRQoL: SF-12v2 (by phone) and EQ-5D (postal). A logistic regression was realized to identify baseline factors (sociodemographic factors, health-related behaviors and HRQoL-physical component summary (PCS) and mental component summary (MCS) of the SF-12v2) associated with non-response to the postal surveys.

Results: 2,078 individuals (61,5%) did not answer. Multivariate analysis: non-response was associated with marital status, more likely not to respond if it was not married: widower OR: 2,24; IC95% 0,61/0,88; separate/divorced 1,69; 1,10/2,59; single 1,53; 1,23/1,90) and inversely with age (25-34 years OR: 0,95; IC95% 0,69/1,29; 35-44 years 0,60; 0,43/0,85; 45-54 years 0,42; 0,29/0,60; 55-64 years 0,29; 0,20/0,43; 65-74 years 0,17; 0,11/0,26; ≥ 75 years 0,15; 0,09/0,23) and educational level (low-OR: 0,65; IC95% 0,48/0,86; intermediate 0,41; 0,30/0,57; high-0,22; 0,16/0,30). It was also associated with HRQoL, but differentially for PCS (those with intermediate scores have less probability of not answering OR: 0,73; 95% CI: 0,61/0,88) than for the MCS (the persons in the highest tertile were more likely to not answering 1,47; 1,22/1,78).

Conclusion: the HRQoL influences the non-response to the postal surveys, leading to an overrepresentation of individuals with middle physical health and low mental health, which it adds small magnitude bias in the estimation of population HRQoL.

Keyword: Bias (Epidemiology). Health surveys. Quality of life. Questionnaires.

INTRODUCCIÓN

Las encuestas poblacionales de salud son fuentes de información de gran utilidad para conocer la percepción de la población de su nivel de salud y las necesidades de atención relacionadas con ella, la frecuencia de ciertos problemas de salud y sus determinantes así como las barreras de acceso a los servicios sanitarios. En los últimos años, de forma cada vez más habitual, estas encuestas han ido incorporando instrumentos validados para la medición de la Calidad de Vida Relacionada con la Salud (CVRS)^{1,2}, un indicador de resultado de salud cada vez más utilizado tanto en la investigación como en la práctica clínica^{3,4}.

La recogida de datos en las encuestas puede realizarse por entrevista personal (cara a cara) en el propio domicilio de la persona encuestada, por teléfono o autoadministrarse por correo postal y la elección de un método u otro viene determinado por varios factores, incluyendo los recursos disponibles y las expectativas de respuesta^{5,6}. Las encuestas personales o telefónicas suelen tener tasas de respuesta mayores que las postales, pero son más caras^{5,6}. Sin embargo, la frecuente baja tasa de respuesta de estas últimas puede introducir sesgos en los resultados si los sujetos que no responden difieren sistemáticamente en las características de interés para el estudio de los que sí lo hacen, lo que puede invalidar las estimaciones poblacionales obtenidas en la encuesta^{7,8}.

Diversos trabajos han investigado las características (sociodemográficas, hábitos de salud, estado de salud autopercebida) de los respondedores en comparación con quienes no responden y el posible efecto de las diferentes características sobre la validez de los resultados de una encuesta de base poblacional, con conclusiones divergentes⁹⁻²³. Algunos autores consideran que la influencia de la no respuesta es poco relevante sobre los resultados, siendo estos

extrapolables a la población general^{12,14-17,23}. Sin embargo, otros sugieren que la no respuesta se asocia de forma significativa con un nivel socioeconómico y educativo más bajo, peor perfil de salud y peores estilos de vida que la respuesta, representando una amenaza potencial a la validez externa de las estimaciones obtenidas en la encuesta^{9, 10, 13, 18-22}. Además, una alta tasa de respuesta no siempre garantiza la representatividad de la muestra y, por consiguiente, la validez de los resultados por lo que sería aconsejable analizar siempre las características de los que no responden^{8,24} independientemente de la tasa de respuesta. No obstante, la frecuente falta de información disponible sobre los que no participan impide llevar a cabo este análisis^{25,26}.

A pesar de su creciente incorporación en las encuestas poblacionales de salud, no hemos podido encontrar ningún estudio sobre la posible influencia de la CVRS en la no respuesta a una encuesta poblacional por correo postal a nivel nacional. En el año 2007 se realizó la Encuesta de Salud de la Región de Murcia (ESaRM 2007) administrada por vía telefónica a una muestra representativa de la población general de la Región de Murcia (RM)¹, que incluía, entre sus preguntas, el cuestionario de CVRS SF-12v2. Pocos meses después, a los sujetos que respondieron a la anterior encuesta se les envió el cuestionario de CVRS Euro-QoL-5D por correo postal, cuestionario que no fue devuelto por un alto porcentaje de los sujetos.

El objetivo del presente estudio es describir el perfil de la no respuesta a dicha encuesta postal, así como explorar los posibles factores relacionados, con especial énfasis en la variable CVRS.

MATERIAL Y MÉTODOS

Población de estudio. Estuvo constituida por todos los sujetos que respondieron vía telefónica a la ESaRM 2007¹: personas de

18 o más años, no institucionalizadas, residentes en la Región de Murcia, seleccionadas a partir de la base de datos poblacional de la Consejería de Sanidad y Política Social (PERSAN).

La selección de los casos para la ESaRM 2007 se llevó a cabo por muestreo aleatorio no proporcional, estratificado por edad, sexo y área de salud de residencia, siendo el tamaño de la muestra de 3.486 sujetos; de estos accedieron a colaborar en la misma 3.381 (tasa de respuesta del 97,0%). Para construir los indicadores poblacionales se ponderó la muestra por el peso real que cada estrato tenía en el total poblacional de la Región¹.

A los 4 meses de la finalización del trabajo de campo de la encuesta telefónica, se envió a las 3.381 personas que habían participado en la misma otro cuestionario genérico de CVRS (EQ-5D) vía postal, junto con una carta informativa en la que se les solicitaba, de forma voluntaria, su continuidad en el proyecto y cuya finalidad era comparar la CVRS estimada a través del SF-12v2 y del EQ-5D. Este envío iba acompañado de un sobre con franqueo en destino. Un mes después del primer envío, se remitió una carta recordatorio.

Para el análisis de la no respuesta se excluyó a los sujetos fallecidos y aquellos cuyas cartas fueron devueltas por Correos (figura 1). La identificación de los sujetos fallecidos en el grupo de no respuesta se realizó cruzando la información con el Índice Nacional de Defunciones (Ministerio de Sanidad), PERSAN y la comunicación por parte de los propios familiares.

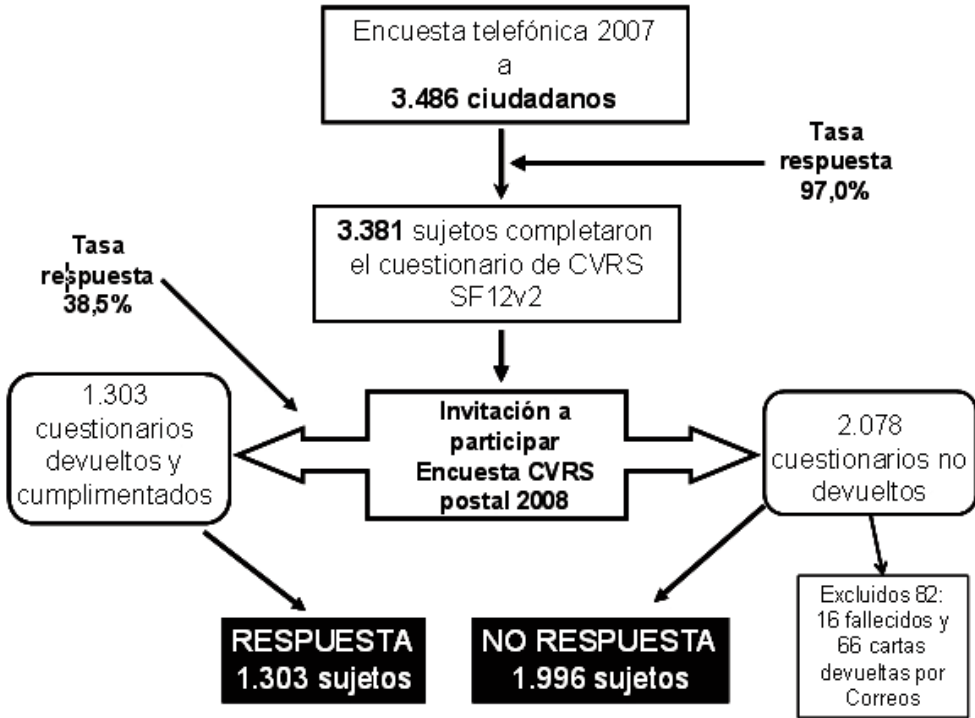
Variables. Dependiente: Respuesta al cuestionario postal. Variables independientes: Variables sociodemográficas (sexo, edad, área de salud de residencia, país de nacimiento, estado civil, convivencia en pareja, nivel de estudios y situación laboral). Estilos de vida (consumo de tabaco,

consumo de alcohol, actividad física laboral y actividad física de ocio). Indicadores relacionados con la salud (número de condiciones crónicas, enfermo crónico, hospitalización en el último año). Calidad de Vida relacionada con la Salud, se utilizaron los dos componentes resumen de salud (a mayor puntuación, mejor CVRS), componente sumario físico (CSF) y componente sumario mental (CSM), que se extraen del cuestionario SF-12v2²⁷ (compuesto por 12 preguntas con las que se construyen 8 dimensiones -función física, rol físico, dolor corporal, salud general, vitalidad, función social, rol emocional y salud mental-). Para cada sujeto, se asignó su pertenencia al tercil inferior, medio o superior, en función del estrato de edad y sexo al que pertenecía.

Análisis estadístico. Se identificaron las variables asociadas a la no respuesta mediante un análisis bivariante (test de la Ji-cuadrado de Pearson). Aquellas variables con una $p < 0,2$ se incluyeron en un análisis multivariante, seleccionando como técnica la regresión logística binaria (RL, método: por pasos hacia atrás e introducir para el modelo final). Se valoraron las interacciones de primer nivel. El análisis estadístico se llevó a cabo con los casos ponderados por el peso poblacional, utilizándose el programa SPSS v 15.0.

Para valorar la magnitud del sesgo de la no respuesta sobre el CSF y el CSM se calculó la diferencia entre las medias poblacionales (datos ponderados) y el tamaño del efecto según los criterios propuestos por Cohen²⁸ (valores entre 0,2 y 0,3 indican un efecto pequeño, alrededor de 0,5 un efecto mediano y mayores que 0,8 un efecto alto) para el total de la población y estratificado por las variables que permanecen en el modelo final de la RL. Por último, también se calcularon las diferencias entre ambos indicadores recalculando los obtenidos en la segunda encuesta en función de los pesos poblacionales de los que respondieron.

Figura 1
Flujo de las personas participantes a lo largo del estudio



RESULTADOS

En la encuesta postal 2008, del total de ciudadanos (3.381) que fueron invitados a colaborar 1.303 (tasa de respuesta del 38,5%) devolvieron los cuestionarios cumplimentados. De los restantes 2.078 sujetos que no los devolvieron, se excluyó a 82: 16 por fallecimiento durante el período comprendido entre ambas encuestas (la mortalidad esperada en base a la mortalidad general de la población de nuestro ámbito fue de 76 personas; RME: 0,21, IC95%: 0,11-0,31) y 66 cuyas cartas fueron devueltas por correos, quedando finalmente 1.996 sujetos no respondedores a la encuesta (figura 1).

El 50,2% eran hombres, con una media de edad de 43,5 años (DE=17,3). La edad media de las mujeres fue de 46,1 años (DE=18,5). El 44,4% de los sujetos tenían

edades comprendidas entre los 25 y los 44 años. Predominaron las personas casadas, con algún tipo de estudios y trabajando como situación laboral (tabla 1).

El 61,5% de los sujetos presentó al menos una patología crónica (tabla 2), siendo la más frecuentemente declarada la “artrosis y problemas reumáticos” (26,5%). El 8,4% había sido hospitalizado en el último año (tabla 2).

En cuanto a los hábitos de salud, el 32,0% de los sujetos fumaban y el 69,8% consumía alcohol (24,2% diariamente). El 51,2% no realizaba ningún tipo de actividad física en su tiempo de ocio (tabla 2).

Los hombres, las personas jóvenes, las solteras, quienes tenían estudios primarios y estudiantes y sujetos sin empleo como situación laboral no respondieron en mayor pro-

Tabla 1
Características sociodemográficas en función de la respuesta. Encuesta postal.
Región de Murcia, 2008

	Total (%) n=3.299	Respuesta (%) (n=1.303)	No respuesta (%) (n=1.996)	p*
Sexo				
Mujer	49,8	51,5	48,8	0,131
Hombre	50,2	48,5	51,2	
Edad				
18-24 años	11,8	7,0	14,8	<0,001
25-34 años	23,4	18,3	26,6	
35-44 años	21,0	20,9	21,1	
45-54 años	15,2	17,2	13,9	
55-64 años	11,3	13,5	9,9	
65-74 años	9,1	12,6	7,0	
más de 75 años	8,2	10,5	6,8	
Media (DE)	44,8 (18,0)	48,8 (18,0)	42,3 (17,5)	
Área de salud				
1 Murcia	38,6	42,7	36,1	0,002
2 Cartagena	26,1	24,6	27,0	
3 Lorca	11,8	10,3	12,8	
4 Noroeste	5,2	5,7	4,9	
5 Altiplano	4,2	4,1	4,3	
6 Vega del Segura	14,1	12,6	15,0	
País de nacimiento				
Otro país	7,9	5,5	9,4	<0,001
España	92,1	94,5	90,6	
Estado civil				
Casado	61,6	70,8	55,8	<0,001
Soltero	29,0	20,5	34,2	
Viudo	5,9	5,6	6,1	
Divorciado/separado	3,6	3,1	3,8	
Convivencia en pareja				
No	32,1	25,7	36,0	<0,001
Si	67,9	74,3	64,0	
Nivel de estudios				
Sin estudios	14,2	14,9	13,7	<0,001
Estudios primarios	34,6	30,4	37,1	
Estudios secundarios	26,6	23,9	28,2	
Estudios superiores	24,7	30,8	20,9	
Situación laboral				
Trabajando	58,1	53,8	60,7	<0,001
De baja	2,0	1,9	2,1	
Desempleo	4,5	3,9	4,8	
Pensionista/jubilado	15,7	20,7	12,6	
Estudiante	5,4	3,5	6,6	
Labores del hogar	14,4	16,2	13,3	

* Ji-cuadrado de Pearson (p<0,05: significación estadística, p<0,2 dintel de inclusión en el análisis multivariante). DE=Desviación estándar. n=tamaño muestral.

Tabla 2
Estilos de vida, indicadores de salud y Calidad de Vida Relacionada con la Salud
(CSF y CSM del SF-12v2) en función de la respuesta. Encuesta postal.
Región de Murcia, 2008

	Total (%) n=3.299	Respuesta (%) (n=1.303)	No respuesta (%) (n=1.996)	p*
Consumo de tabaco				<0,001
Fuma a diario	28,6	23,3	31,9	
Fuma pero no a diario	3,4	3,1	3,6	
Nunca fumó	45,8	50,4	42,9	
Ex fumador	22,2	23,3	21,6	
Consumo de alcohol				0,123
Bebe a diario	24,2	26,4	22,8	
Bebe pero no a diario	45,6	44,4	46,4	
Nunca bebió	28,3	27,2	29,0	
Ex bebedor	1,9	1,9	1,9	
Actividad física laboral				0,345
Sedentaria-baja	93,2	93,7	92,9	
Moderada-alta	6,8	6,3	7,1	
Actividad física de ocio				0,164
No realiza	51,2	49,4	52,3	
≥de 1 vez al mes	10,8	10,7	11,0	
Varias veces a la semana	38,0	40,0	36,7	
Enfermedad crónica				<0,001
No	38,6	32,9	42,1	
Sí	61,4	67,1	57,9	
Número de condiciones crónicas				<0,001
0	38,6	32,9	42,1	
1	24,2	23,2	24,8	
2	16,1	17,2	15,3	
3	10,7	13,6	8,9	
4	10,5	13,1	8,8	
Hospitalización en último año				0,990
No	91,6	91,6	91,6	
Sí	8,4	8,4	8,4	
CVRS[†]				
Componente sumario físico				0,001
Tercil inferior	33,0	33,9	66,1	
Tercil medio	34,2	41,8	58,2	
Tercil superior	32,8	38,4	61,6	
Media (DE)	48,6 (10,6)	47,8 (11,3)	49,1 (10,1)	
Componente sumario mental				0,006
Tercil inferior	32,4	40,2	59,8	
Tercil medio	33,6	39,9	60,1	
Tercil superior	34,1	34,3	65,7	
Media (DE)	53,6 (10,7)	53,2 (10,6)	53,9 (10,7)	

* Ji-cuadrado de Pearson (p<0,05: significación estadística, p<0,2 dintel de inclusión en el análisis multivariante).

† CVRS: Calidad de Vida Relacionada con la Salud. n=tamaño muestral.

Tabla 3
Factores asociados a la no respuesta en una encuesta poblacional sobre CVRS por correo postal. Resultados del análisis de regresión logística. Región de Murcia, 2008

	OR	IC95%	p
Sexo			
Hombre/mujer	0,87	0,75-1,01	0,07
Edad			
18-24 años (nivel referencia)			
25-34 años	0,95	0,69-1,29	0,72
35-44 años	0,60	0,43-0,85	0,00
45-54 años	0,42	0,29-0,60	0,00
55-64 años	0,29	0,20-0,43	0,00
65-74 años	0,17	0,11-0,26	0,00
75 años	0,15	0,09-0,23	0,00
Nivel de estudios			
Sin estudios (nivel referencia)			
Estudios primarios	0,65	0,48-0,86	0,00
Estudios secundarios	0,41	0,30-0,57	0,00
Estudios superiores	0,22	0,16-0,30	0,00
Estado civil			
Casado (nivel referencia)			
Soltero	1,53	1,23-1,90	0,00
Separado/divorciado	1,69	1,10-2,59	0,02
Viudo	2,24	1,55- 3,25	0,00
CSF(SF12-v2)			
Tercil inferior (nivel referencia)			
Tercil medio	0,73	0,61-0,88	0,00
Tercil superior	0,94	0,78-1,13	0,50
CSM (SF12-v2)			
Tercil inferior (nivel referencia)			
Tercil medio	1,28	1,06-1,55	0,01
Tercil superior	1,47	1,22-1,78	0,00

p: nivel de significación <0,05. OR: Odds Ratio. IC 95% : Intervalo de Confianza del 95%. CSF: Componente sumario físico. CSM: Componente sumario mental. Variables con p<0,2 en bivariante no mostradas en modelo final (por pérdida de significación estadística): área de salud, país de nacimiento, convivencia en pareja, situación laboral, consumo de tabaco, alcohol, actividad física de ocio, enfermo crónico, número de condiciones crónicas.

porción a la encuesta (51,2% hombres, 62,5% menores de 45 años, 34,2% solteros, 37,1% estudios primarios) (tabla 1), así como los individuos sin patologías crónicas (42,1%) y los fumadores (31,9%) (tabla 2), siendo todas las diferencias estadísticamente

significativas excepto para la variable sexo. En relación a la CVRS no respondieron en mayor proporción los individuos con peor CSF (66,1%) y con mejor CSM (65,7%) (tabla 2), siendo las diferencias estadísticamente significativas.

No se encontraron interacciones entre las variables independientes. De las variables introducidas en la RL permanecieron en el modelo final las siguientes: sexo, edad, nivel de estudios, estado civil y CVRS (CSF y CSM). El resto de variables introducidas no se mostraron en el modelo por la pérdida de significación estadística. Los dos componentes resumen de la CVRS estaban relacionados con la no respuesta al cuestionario postal (tercil medio CSF presentaba menor probabilidad de no responder (OR: 0,73; IC95% 0,61-0,88; tercil superior CSF presentaba mayor probabilidad de no responder –OR: 1,47; 1,22-1,78) (tabla 3). El componente sumario físico se asoció de forma inversa, de modo que a menor CSF existía mayor probabilidad de no contestar a la encuesta, con gradiente creciente pero no estadísticamente significativo en el tercil superior (CSF superior al percentil 66 de su grupo de edad y sexo). El componente sumario mental se asoció de forma directa con la no respuesta, es decir, a mayor CSM mayor probabilidad de no responder a dicha encuesta. La variable sexo no influyó en la probabilidad de responder a la encuesta (p=0,07; IC95%: 0,75-1,01) aunque se dejó en el modelo final a título informativo. Por el contrario, la edad se asoció con la no respuesta de forma inversa de modo que a menor edad existía mayor probabilidad de no responder a la encuesta, apreciándose un gradiente creciente. También se encontró una asociación inversa entre el nivel de estudios y la no respuesta, es decir, a menor nivel de estudios mayor probabilidad de no responder, con un gradiente creciente. Tomando el estrato ‘casado’ como nivel de referencia, se observó que la probabilidad de no responder era mayor en los otros tres estados (viudo OR:2,24; IC95: 0,61-0,88;

Tabla 4
Diferencia entre los estimadores poblacionales de la CVRS (CSF y CSM del SF-12v2).
Región de Murcia, 2007

	Componente sumario físico			Componente sumario mental		
	ESaRM	Encuesta postal posterior	Dif*	ESaRM	Encuesta postal posterior	Dif *
Total	48,6 (10,6)	47,8 (11,3)	0,80	53,6 (10,7)	53,2 (10,6)	0,43
Sexo						
Mujer	47,5 (11,4)	46,7 (12,1)	0,77	51,9 (11,3)	51,3 (11,3)	0,64
Hombre	49,8 (9,7)	49 (10,3)	0,73	55,2 (9,7)	55,2 (9,5)	0,06
Edad						
18-24 años	52,7 (6,1)	53,3 (5,9)	-0,55	56,3 (8,1)	55,7 (8,5)	0,61
25-34 años	52,4 (6,8)	52,9 (5,7)	-0,47	54,2 (9,8)	53,5 (8,6)	0,70
35-44 años	51,5 (7,7)	52,6 (6,6)	-1,07	54,4 (9,2)	54,2 (9,5)	0,25
45-54 años	49,5 (9,6)	48,8 (10,6)	0,70	53,7 (10)	54,4 (9)	-0,71
55-64 años	44,6 (12,5)	44 (13,4)	0,55	51,7 (13)	51,3 (12,6)	0,35
65-74 años	41,2 (12,4)	41,4 (12,4)	-0,13	52 (12,1)	51,4 (12,3)	0,58
más de 75 años	36,6 (13,2)	37 (12,9)	-0,43	50,2 (13,8)	51,4 (13,8)	-1,25
Estado civil						
Soltero	51,7 (8)	51,1 (9,2)	0,54	54,4 (9,5)	52,8 (10,3)	1,58
Casado	48,1 (10,8)	47,5 (11,4)	0,61	54 (10,5)	53,6 (10,4)	0,35
Viudo	38,9 (13,6)	38,8 (13,8)	0,11	47,4 (14,7)	49,7 (14)	-2,37 †
Divorciado/separado	49,6 (10,2)	50,5 (9,3)	-0,90	51,1 (11,6)	51,9 (9,9)	-0,82
Nivel de estudios						
Sin estudios	38,7 (13,2)	38 (13,2)	0,74	50,1 (14)	50,1 (13,9)	0,00
Estudios primarios	48,4 (10,3)	46,7 (12)	1,68	53,7 (10,5)	52,8 (11,1)	0,94
Estudios secundarios	51,4 (8,5)	50,3 (9,2)	1,18	54,3 (9,7)	54,9 (8,6)	-0,66
Estudios superiores	51,7 (7,5)	51,8 (7,5)	-0,11	54,8 (9,1)	53,7 (9,3)	1,08

ESaRM: Encuesta de Salud de la Región de Murcia. Dif*: Diferencia de medias. † Diferencia superior a 2 puntos, tamaño del efecto moderado-bajo, en el resto de ocasiones sin efecto.

separado/divorciado OR:1,69; 1,10-2,59; soltero OR:1,53; 1,23-1,90) (tabla 3).

Las diferencias entre los estimadores poblacionales del CSF y del CSM calcula-

dos a partir de la ESaRM (encuesta inicial) o con la encuesta postal fueron escasas (tabla 4), solamente en el caso de las personas viudas superaron los 2 puntos en valores absolutos (2,37). El tamaño del efecto de estas

Tabla 5
Estimadores poblacionales de la CVRS (CSF y CSM del SF-12v2)
en función de diversas formas de cálculo. Región de Murcia, 2007

	Componente sumario físico				Componente sumario mental			
	Media (DE)	P5	P50	P95	Media (DE)	P5	P50	P95
ESaRM Ponderado	48,6 (10,6)	24,0	52,4	59,4	53,6 (10,7)	30,2	57,3	63,9
E. Postal Ponderado	47,8 (11,3)	22,8	52,4	59,4	53,2 (10,6)	31,0	57,3	64,4
Ponderado*	49,0 (10,6)	24,0	53,2	59,4	53,3 (10,4)	31,1	57,3	63,9

ESaRM: Encuesta de Salud de la Región de Murcia. E. postal: Encuesta postal posterior. Ponderado: con los pesos poblacionales iniciales. Ponderado*: con los pesos poblacionales recalculados teniendo en cuenta la no respuesta. DE: desviación estándar.

diferencias en ninguna ocasión superó el 0,2, dintel del efecto moderado-bajo (datos no mostrados).

Los resultados del CSF calculado con los resultados ponderados en cualquiera de las dos encuestas difirieron en 1,2 puntos absolutos entre el mayor y menor valor (tamaño del efecto de 0,11; IC95%: 0,03-0,18 no efecto) (tabla 5). Los resultados del CSM fueron diferentes en menor grado (0,4 puntos absolutos, tamaño del efecto de 0,04; IC95%: 0,03-0,10 no efecto).

DISCUSIÓN

La CVRS parece influir en la tasa de respuesta de las encuestas postales en nuestro estudio, aunque esta influencia no es homogénea para la salud física (CSF) y la mental (CSM) y es de escasa magnitud. En el caso de la salud mental, cuanto mejor es más aumenta la probabilidad de no responder. Por el contrario, en el caso de la salud física, solo las personas con puntuaciones comprendidas en el tercil central presentan una menor probabilidad de no responder. De todas formas el posible sesgo por la no respuesta es de escasa magnitud, ya que la diferencia entre los componentes sumario de la CVRS no alcanza los dos puntos en valores absolutos ni el tamaño del efecto supera el dintel del 0,2²⁸, hecho que se mantiene cuando se calculan las diferencias estratificadas teniendo en cuenta las variables incluidas en el modelo multivariante, salvo en el caso del CSM de las personas viudas en el que la diferencia es de 2,37 puntos (tamaño del efecto moderado-bajo) que, por otro lado, no supera los tres puntos estimados como la mínima variación de interés en los índices resumen del SF-12²⁹.

En nuestro caso, la edad, el nivel de estudios y el estado civil aparecen como factores relacionados con la no respuesta de tal forma que los jóvenes, las personas con menor nivel educativo y las no casadas serían más propensos a no responder a este tipo

de encuesta, hallazgos que están en consonancia con otros estudios^{18,19,22,30,31}. Por el contrario, el sexo no aparece como un factor asociado con la no respuesta, tal y como se describe en algunos trabajos^{14,30,31} y, a diferencia de lo descrito por otros autores^{9,10,17,18,32,33}, tampoco los hábitos o conductas de salud y la utilización de servicios sanitarios.

Además, deben de existir otros muchos factores que explicarían la no respuesta a este tipo de encuestas, algunos ya descritos en otros estudios. Entre ellos se incluyen, el interés por el tema de la encuesta^{30,34,35}, la complejidad y longitud del cuestionario³⁵ o la satisfacción de los individuos con el sistema sanitario³², que no han sido tenidos en cuenta en el presente trabajo. Hay que señalar que para intentar incrementar la tasa de respuesta a esta encuesta postal sobre CVRS se utilizó un cuestionario corto y fácil de cumplimentar, enviado por correo certificado a cada participante junto con una carta informativa, firmada por la Consejera de Sanidad de la RM y un sobre con franqueo en destino para devolver el cuestionario. Además, un mes después del primer envío se remitió una carta recordatoria.

Tampoco se investigó el motivo por el que no se pudo contactar con los sujetos cuyas cartas fueron devueltas por correos, si bien estos sólo supusieron el 3,2% de la no respuesta, cifra esperable cuando se utilizan bases de datos administrativas^{14,15,18}. Así mismo, de la mortalidad esperada en el grupo de no respuesta en base a la mortalidad general de la población de nuestro ámbito, solo se identificó el 21% de casos esperados (3,7% del total de los que no respondieron). Ambas situaciones (cartas devueltas por Correos y fallecidos no identificados) suponen un 6,9% del total de no respondedores, grupo de escasa magnitud que proporciona robustez a los resultados. Otros dos factores que apoyan la validez de los resultados son el escaso tiempo que transcurrió desde la obtención de los Componentes Sumarios

Físico y Mental de la CVRS y la emisión de la encuesta postal, que aporta consistencia a su utilización, y el gradiente apreciado en todas las variables ordinales incluidas en el modelo final.

Por último, resulta llamativa la similitud existente entre los estimadores poblacionales de la CVRS independientemente de su forma de cálculo. Aun tratándose de una muestra no proporcional, los estimadores poblacionales calculados con la muestra total (por entrevista telefónica) o la submuestra (de los que responden a la encuesta postal) presentan escasas diferencias.

En conclusión, este estudio representa el primer análisis a nivel nacional sobre la influencia de la Calidad de Vida Relacionada con la Salud en la no respuesta a una encuesta poblacional sobre CVRS por correo postal y con información basal de toda la muestra de estudio. Esto lo diferencia de lo descrito en otros estudios^{18,19,32} y sería aconsejable corroborar sus hallazgos en otros entornos, con grupos seleccionados de población o con otros instrumentos de valoración de la CVRS. Nuestra tasa de respuesta es similar a las obtenidas en otras encuestas poblacionales de salud por correo postal en nuestro entorno³⁶. El corto período transcurrido aumenta la verosimilitud causal de variables como la CVRS. La implicación importante de los resultados encontrados es que resulta factible la utilización de una encuesta postal para valorar la CVRS en población general, siempre que se tenga en cuenta que podría existir un sesgo pero de pequeña magnitud.

BIBLIOGRAFÍA

1. Monteagudo-Piqueras O, Hernando-Arizaleta L y Palomar-Rodríguez J A. Calidad de vida y salud en población general de la Región de Murcia. Murcia: Consejería de Sanidad y Consumo; 2007.
2. Encuesta de Salud de Cataluña 2010-2014. Ficha técnica. Barcelona: Departamento de Salud de Cataluña; 2014.
3. Lizán Tudela L. La calidad de vida relacionada con la salud. *Aten Primaria*. 2004; 41: 411-416.
4. Alonso J. La medida de la calidad de vida relacionada con la salud en la investigación y la práctica clínica. *Gac Sanit*. 2000; 14:163-167.
5. Picavet HSJ. National health surveys by mail or home interview: effects on response. *J Epidemiol Community Health*. 2001; 55: 408-413.
6. Guix J. Dimensionando los hechos: la encuesta (I). *Rev Calidad Asistencial*. 2004; 19: 402-406.
7. Stang A. Nonresponse research—an underdeveloped field in epidemiology. *Eur J Epidemiol*. 2003; 18: 929-931.
8. Groves RM, Couper MP. Nonresponse in Household Interview Surveys. 1sted. EEUU. New York: Wiley-Interscience publication; 1998.
9. Maclennan B, Kypri K, Langley J y Room, R. Non-response bias in a community Survey of drinking, alcohol-related experiences and public opinion on alcohol policy. *Drug Alcohol Dependend*. 2012; 126: 189-194.
10. Suominen S, Koskenvuo K, Sillanmäki L, Vahtera J, Korkeila K, Kivimäki M et al. Non-response in a nationwide follow-up postal survey in Finland: a register-based mortality analysis of respondents and non-respondents of Health and Social Support (HeSSup) Study. *BMJ Open* 2012; 2: 2 e000657.
11. Davidsen M, Kjølner M y Helweg-Larsen K. The Danish National Cohort Study (DANCOS). *Scand J Public Health*. 2011; 39 (7 Supl): 131-135.
12. Kjølner M., Thoning H. Characteristics of non-response in the Danish Health Interview Surveys, 1987-1994. *Euro J Public Health*. 2005; 15: 528-535.
13. Tolonen H, Dobson A y Kolathinal S. Effect on trend estimates of difference between survey respondents and non-respondents: results from 27 population in the WHO MONICA Project. *Eur J Epidemiol*. 2005; 20: 887-899.
14. Alkerwi A, Sauvageot N, Couffignal S, Albert A, Lair ML y Guillaume M. Comparison of participants and non-participants to the ORISCAV-LUX population-based study on cardiovascular risk factors in Luxembourg. *BMC Med Res Methodol*. 2010; 10: 80.
15. Rönmark EP, Ekerljung L, Lötvall J, Torén K, Rönmark E y Lundbäck B. Large scale questionnaire survey on respiratory health in Sweden: effects of late- and non-response. *Respir Med*. 2009; 103: 1807-1815.

16. Hazell ML, Morris JA, Linehan MF, Frank PI y Frank TL. Factors influencing the response to postal questionnaire surveys about respiratory symptoms. *Prim Care Respir J*. 2009; 18: 165-170.
17. Hardie JA, Bakke PS y Mørkve O. Non-response bias in a postal questionnaire on respiratory health in the old and very old. *Scand J Public Health*. 2003; 31: 411-417.
18. Korkeila K, Suominen S, Ahvenainen J, Ojanlatva A, Rautava P, Helenius H et al. Non-response bias and related factors in a nation-wide health survey. *Eur J Epidemiol*. 2001; 17: 991-999.
19. Lindén-Boström M, Persson C. A selective follow-up study on a public health survey. *Eur J Public Health*. 2013; 23 (1):152-157.
20. Barreto P de S. Participation bias in postal surveys among older adults: the role placed by self-reported health, physical functional decline and frailty. *Arch Gerontol Geriatr*. 2012.; 55: 592-598.
21. Meiklejohn, J, Connor, J y Kypri K. The effect of low survey response rates on estimates of alcohol consumption in a general population survey. *PLoS ONE* 2012; 7: e35527.
22. Klein DJ, Elliott MN, Haviland AM, Saliba D, Burkhart Q, Edwards C et al. Understanding nonresponse to the 2007 Medicare CAHPS survey. *Gerontologist*. 2011; 51: 843-855.
23. Martikainen, P, Laaksonen, M, Piha K y Lallukka T. Does survey non-response bias the association between occupational social class and health? *Scand J Public Health*. 2007; 35: 212-215.
24. Stang A, Jöckel KH. Studies with low response proportions may be less biased than studies with high response proportions. *Am J Epidemiol*. 2004; 159: 204-210.
25. Littman AJ, Jacobson IG, Boyko EJ, Powell TM y Smith TC. Assessing non response bias at follow-up in a large prospective cohort of relatively young and mobile military service members. *BMC Med Res Methodol*. 2010; 10:99.
26. Galea S, Tracy M. Participation rates in epidemiologic studies. *Ann Epidemiol*. 2007; 17:643-653.
27. Ware JE, Kosinski Jr M, Turner-Bowker DM y Gandek B. How to score version 2 of the SF-12 Health Survey (with a supplement documenting version 1). Boston, Mass:QualityMetric Inc; 2002.
28. Cohen J. *Statistical Power Analysis for Behavioral Sciences*. Hillsdale NJ: Lawrence Erlbaum Associates; 1988.
29. Frenzl DM, Ware, JE. Patient-reported Functional Health and Well-Being Outcomes With Drug Therapy: A Systematic Review of Randomized Trials Using the SF-36 Health Survey. *Med Care*. 2014.
30. Kelly BJ, Frazee TK, y Hornik RC. Response rates to a mailed survey of a representative sample of cancer patients randomly drawn from the Pennsylvania Cancer Registry. A randomized trial of incentive and length effects. *BMC Me Res Methodol*. 2010; 10: 65.
31. Alessi D, Pastore G, Zuccolo L, Mosso ML, Richiardi L, Pearce N et al. Analysis of nonresponse in the assessment of health-related quality of life of childhood cancer survivors. *Eur J Cancer Prev*. 2007; 16: 576-580.
32. Kotaniemi JT, Hassi J, Kataja M, Jönsson E, Laitinen LA, Sovijärvi AR et al. Does non-responder bias have a significant effect on the results in a postal questionnaire study? *Eur J Epidemiol*. 2001; 17: 809-817.
33. Rupp I, Triemstra M, Boshuizen HC, Jacobi CE, Dinant HJ y van den Bos GA. Selection bias due to non-response in a health survey among patients with rheumatoid arthritis. *Eur J Public Health*. 2002; 12: 131-135.
34. Uusküla A, Kals M y McNutt LA. Assessing non-response to a mailed health survey including self-collection of biological material. *Eur J Public Health*. 2011; 21: 538-542.
35. Daly JM, Jones JK, Gereau PL, Levy BT. Nonresponse error in mail surveys: top ten problems. *Nurs Res Pract*. 2011; 11: e987924.
36. Berra S, Ravens-Sieberer U, Erhart M, Tebé C, Bisegger C, Duer W et al; European KIDSCREEN group. Methods and representativeness of a European survey in children and adolescents: the KIDSCREEN study. *BMC Public Health*. 2007; 7: 182.

ORIGINAL

VALORACIÓN EPIDEMIOLÓGICA DE LA LINFADENITIS TUBERCULOSA EN UN DISTRITO DE BARCELONA: PROPUESTA DE ALGORITMO DIAGNÓSTICO

Silvia Aguilar-Duran y Francesca Sánchez Martínez.

Servicio de Medicina Interna-Enfermedades Infecciosas. Hospital del Mar, Parc de Salut Mar. Barcelona.

RESUMEN

Fundamentos: Barcelona ha experimentado un cambio en su demografía que ha afectado la epidemiología local de la linfadenitis tuberculosa (LT). El objetivo del estudio es conocer los factores actualmente asociados a LT en un distrito de Barcelona con una incidencia media de TB superior a 50 casos por 10.000 habitantes/año así como plantear un algoritmo diagnóstico.

Métodos: estudio de cohortes retrospectivo de todos los casos de LT diagnosticados entre 1990 y 2009 en el Hospital del Mar de Barcelona. De acuerdo a los cambios demográficos, se establecieron dos periodos de estudio (1990-1999 y 2000-2009) y se analizaron y compararon las características sociodemográficas, clínicas y diagnósticas de los sujetos con LT para la posterior realización del algoritmo. La información se obtuvo de las encuestas epidemiológicas realizadas a los pacientes diagnosticados de LT en el Hospital del Mar y notificadas a la Agència de Salut Pública de Barcelona.

Resultados: en el primer periodo, 152 pacientes presentaron LT (siendo 73,7% autóctonos) y en el segundo 147 (siendo 70,7% inmigrantes). En el primer periodo, el porcentaje de hombres inmigrantes fue del 70,5% y 57,1% menores de 35 años, aunque en el segundo periodo se observó en autóctonos e 158,1% de mujeres y 69,8% mayores de 35 años. El porcentaje de pacientes autóctonos con VIH disminuyó de 66,9% a 44,2% en el segundo periodo y hubo aumento de pacientes en tratamiento inmunosupresor (9,3%). El análisis multivariante dio como resultado (OR 8,2; IC 95% 3,4-19,8) para el uso de drogas intravenosas y OR 4,8 (IC95% 2,7-8,3) para la inmigración como factores de riesgo a LT.

Conclusiones: los varones inmigrantes menores de 35 años procedentes de zonas endémicas de tuberculosis y los autóctonos mayores de 35 años con VIH (aunque con un menor porcentaje de coinfección que antes del año 2000) o en tratamiento inmunosupresor son los grupos con más riesgo de presentar LT en nuestro distrito.

Palabras clave: Adenitis tuberculosa, VIH. Inmigración.

Correspondencia

Silvia Aguilar-Duran
Servicio de Medicina Interna y Enfermedades Infecciosas
Hospital del Mar. Parc de Salut Mar
Passeig Marítim, 25-29. 08003 Barcelona
España
silvi_agui@hotmail.com

ABSTRACT

Epidemiological Analysis of Tuberculous Lymphadenopathy in a District of Barcelona: Proposal of a Diagnostic Algorithm

Background: Barcelona (Spain) has experienced a dramatic change in its demography, which is reflected in the local epidemics of tuberculous lymphadenopathy (TL). The objective of the study is to analyze the associated risk factors to TL in a district of Barcelona with an incidence above 50 cases per 10,000 inhabitants/year, which will help to construct a diagnostic algorithm.

Methods: single-centre retrospective cohort study of all cases of TL diagnosed between 1990 and 2009. Due to the demographic changes, we analyzed 2 separate study periods (1990-1999 and 2000-2009). Socio-demographic, clinical and diagnostic features were assessed and compared between both cohorts and the algorithm was constructed with these results. Data was obtained from all the patients diagnosed with TL in Hospital del Mar (Barcelona) and was sent to the Public Health Agency of Barcelona.

Results: in the first study period, 152 patients had TL (73.7% Spanish-born) and in the second study period 147 (70.7% immigrants). In the first period, the percentage of male immigrants was 70.5% and 57.1% were younger than 35 years old but in the second study period, there was a 58.1% of Spanish-born female patients and 69.8% above 35 years old. The percentage of HIV co-infection decreased from 69.9% to 44.2% in the second period but use of immunosuppressive treatment increased to 9.3% in Spanish-born patients. Multivariate analysis showed intravenous drug use (OR 8.2; 95%CI: 3.4-19.8) and immigrant status (OR 4.8; 95%CI: 2.7-8.3) as risk factors associated to TL.

Conclusion: male immigrants arriving from areas with high burden of TB, younger than 35 years old and Spanish-born women, older than 35 years old, with HIV infection (although with a lower proportion than before year 2000) or receiving immunosuppressive treatment, are the groups with an increased risk of TL in our district.

Keyword: Tuberculous lymphadenopathy. HIV. Immigration.

INTRODUCCIÓN

A finales de la década de 1980 se observó un marcado aumento en la tasa de incidencia de tuberculosis (TB) en la ciudad de Barcelona¹, especialmente en el distrito de Ciutat Vella, que coincidió con la epidemia creciente de la infección por el virus de la inmunodeficiencia humana (VIH) y que afectó especialmente a los usuarios de drogas intravenosas (UDI)². La asociación tan sólida como evidente de ambas entidades llevó a incluir la búsqueda sistemática de coinfección por *M. tuberculosis* en la rutina asistencial de estos pacientes, la cual sigue vigente en la actualidad. Los cambios demográficos y sociosanitarios acontecidos en nuestro entorno a partir del año 2000 comportaron una caída del número de pacientes con VIH y un aumento paralelo de los casos de TB en la población inmigrante³ procedente mayoritariamente de países endémicos. Con la nueva situación demográfica, no sólo se ha confirmado que la TB ha pasado a afectar más a inmigrantes, sino que confirma que el tipo y manifestaciones clínicas de la enfermedad, habitualmente de localización pulmonar, han dejado paso a las formas extrapulmonares, siendo la forma más frecuente la linfadenopatía tuberculosa (LT)⁴.

La población del distrito de Ciutat Vella de Barcelona presenta una incidencia media de TB superior a 50 casos por 10.000 habitantes/año⁴.

El objetivo de este trabajo es conocer los factores actualmente asociados a linfadenitis tuberculosa y compararlos con los factores asociados a LT antes del año 2000 en el distrito de Ciutat Vella de Barcelona así como plantear un algoritmo diagnóstico para identificar de forma precoz a los pacientes con linfadenitis tuberculosa.

MATERIAL Y MÉTODOS

Estudio de cohortes retrospectivo de los casos de LT diagnosticados entre 1990 y

2009 en un único centro hospitalario (Hospital del Mar de Barcelona) de 455 camas.

La información se obtuvo a partir de las encuestas epidemiológicas realizadas a los sujetos diagnosticados de LT en el Hospital del Mar y notificadas a la Agència de Salut Pública de Barcelona de manera confidencial. Se registraron distintas variables para establecer el perfil clinicoepidemiológico de los casos. La información fue completada con la revisión de las historias clínicas de los pacientes incluidos en el estudio.

Se consideraron casos de LT los de pacientes en quienes se obtuvo el diagnóstico de certeza, bien por aislamiento de *M. tuberculosis* en el cultivo específico para micobacterias o mediante la detección de su ADN por reacción en cadena de la polimerasa (PCR). En todos los sujetos las muestras se obtuvieron mediante punción-aspiración con aguja fina (PAAF). Cuando no se obtuvo material suficiente se realizó biopsia ganglionar. También se consideraron casos de LT aquellos en los que se obtuvo resolución clínica con el tratamiento antituberculoso. Los pacientes en quienes se identificaron micobacterias distintas de *M. tuberculosis* se excluyeron del estudio.

El estudio fue dividido en 2 períodos (1990-1999 y 2000-2009). Se consideraron las siguientes variables: edad en el momento del diagnóstico, sexo, país de procedencia, presencia de factores relacionados con la exclusión social (alcoholismo, UDI y problemática social considerada como paro/sin subsidio de desempleo y/o ausencia de domicilio fijo), además de los antecedentes patológicos relacionados con el riesgo aumentado de desarrollar TB (tabaquismo, diabetes mellitus, infección por el VIH, administración de tratamiento inmunosupresor, insuficiencia renal crónica, gastrectomía). Estos factores no fueron excluyentes. No se incluyó la variable hábitos sexuales debido a que no estaba recogida en la ficha epidemiológica.

Se registraron los síntomas y signos clínicos que presentaban los pacientes en el momento del diagnóstico junto con el antecedente de tratamiento previo (de la enfermedad o de la infección latente) y las pruebas complementarias que se llevaron a cabo para llegar al diagnóstico: la prueba de tuberculina, la radiografía de tórax y los estudios bacteriológico y anatomopatológico. Cuando la radiografía de tórax fue patológica se investigó si se había solicitado al menos una muestra de esputo para estudio de micobacterias. Los casos en que la tinción y/o el cultivo de esputo fueron positivos se excluyeron del estudio. Finalmente se recogió el tipo y la duración del tratamiento indicado así como su resultado. Se consideró conclusión satisfactoria si los pacientes se curaron clínicamente, con tratamiento completo y no satisfactoria cuando se trataba de enfermos crónicos, perdidos y fallecidos⁵.

Estudio microbiológico. La detección de *M. tuberculosis* se llevó a cabo mediante tinción de Ziehl-Neelsen y auramina. Una vez descontaminadas, las muestras se cultivaron en medio sólido (Löwenstein-Jensen, bioMérieux clinical diagnostics, SA). En la segunda mitad de la década de los 90 se comenzaron a realizar en paralelo los cultivos en medios sólidos (Löwenstein) y líquidos: Bactec 9000® (Becton Dickinson Diagnostic Systems) y BacT/AlertMP (bioMérieux) que sustituyó al Bactec 9000 en 1999.

Análisis estadístico. Se realizó el análisis univariado de todas estas variables con el que se realizó el algoritmo diagnóstico. Además se llevó a cabo un análisis multivariante de las variables clínicoepidemiológicas significativas respecto la conclusión final satisfactoria. Para el estudio estadístico se utilizó el paquete SPSS versión 15.0 (SPSS Inc. 233 South Wacker Drive, Chicago, IL, EE.UU.). Para el análisis univariado de las variables cualitativas se utilizó la prueba de la chi-cuadrado clásica o de Pearson. Se realizó el análisis multivariante, expresado como Odds

Ratio (OR) con sus intervalos de confianza (IC 95%) mediante regresión logística binaria. Los resultados se consideraron estadísticamente significativos cuando el valor de p fue $<0,05$.

RESULTADOS

En la **tabla 1** se recogen las características clínicoepidemiológicas, diagnóstico y conclusión de los pacientes según el periodo de estudio (1990-99 y 2000-2009). En el primer periodo 152 pacientes presentaron LT. De ellos 112 eran autóctonos y 40 inmigrantes. En el segundo periodo un total de 147 presentaban LT: 43 eran autóctonos y 104 inmigrantes. En ambos periodos, el porcentaje de varones fue de 70,4% y 66,0%, respectivamente, y el porcentaje de pacientes menores de 35 años del 60,5% y 53,7% respectivamente. El porcentaje de alcoholismo y UDI en el primer periodo fue del 36,2% y 39,5% y disminuyó a 13,8% y 4,8% en el segundo ($p<0,01$), aunque el porcentaje de problemática social fue del 35% en ambos periodos. En cuanto a los antecedentes patológicos, se observó un 59,2% de pacientes con infección por VIH y 57,9% de fumadores en el primer periodo ($p<0,01$) disminuyendo a 19,0% y 31,3% en el segundo periodo, respectivamente ($p<0,01$). Hubo 8 pacientes con antecedentes de tratamiento de la infección latente y tratamiento de la enfermedad previa en la ficha epidemiológica de los casos estudiados.

Durante el primer periodo de estudio, el motivo de consulta más frecuentemente registrado fue el síndrome tóxico (42,1%) y a partir del año 2000 la auto observación de adenopatías (69,4%) ($p<0,01$), aunque el 48,0% de los pacientes en el primer periodo presentaron más de un motivo de consulta y en el segundo periodo el 32,7%.

El análisis multivariante identificó el uso de drogas (OR 8,2; IC 95% 3,4-19,8) y la inmigración (OR 4,8; IC 95% 2,7-8,3) como factores de riesgo asociados a LT.

Tabla 1
Características clínicoepidemiológicas, diagnóstico y conclusión de los pacientes con LT
según periodo de estudio

	Análisis univariante total (n=299)			Análisis multivariante	
	1990-99 n=152 (%)	2000-09 n=147 (%)	p	OR (95%IC)	p
Sexo					
- Hombres	107 (70,4)	97 (66,0)	0,45		
- Mujeres	45 (29,9)	50 (34,0)			
Edad					
- <35 años	92 (60,5)	79 (53,7)	0,24		
- >35 años	60 (39,5)	68 (46,3)			
Autóctonos	112 (73,7)	43 (29,3)	<0,01		
Inmigrantes	40 (25,8)	104 (70,7)	<0,01	4,8 (2,7-8,3)	<0,01
Factores de exclusión social					
- Alcoholismo	55 (36,2)	20 (13,8)	<0,01		
- Usuarios de drogas inyectadas	60 (39,5)	7 (4,8)	<0,01	8,2 (3,4-19,8)	<0,01
- Problemática social	54 (35,5)	52 (35,4)	1,0		
Antecedentes patológicos					
- Diabetes mellitus	5 (3,3)	8 (5,4)	0,40		
- Virus inmunodeficiencia humana	90 (59,2)	28 (19,0)	<0,01		
- Insuficiencia renal crónica	0	2 (1,4)	0,24		
- Tabaquismo	88 (57,9)	46 (31,3)	<0,01		
- Tratamiento inmunosupresor	2 (1,3)	5 (3,4)	0,27		
- Gastrectomía	2 (1,3)	0	0,49		
Clínica inicial					
- Adenopatías	60 (39,5)	102 (69,4)	<0,01		
- Síndrome tóxico	64 (42,1)	46 (31,3)	0,05		
- Fiebre	58 (38,2)	34 (23,1)	<0,01		
- Tos y expectoración	48 (31,6)	16 (10,9)	<0,01		
Quimioprofilaxis o tratamiento de la enfermedad previa	2 (1,3)	6 (4,1)	0,16		
Diagnóstico					
- Prueba de tuberculina positiva	43 (46,2)	94 (94,0)	<0,01		
- Microscopía directa positiva	22 (14,6)	26 (18,3)	0,43		
- Cultivo positivo	111 (73,5)	94 (66,2)	0,20		
- PCR positiva	0	4 (66,7)	0		
- Anatomía patológica	147 (96,7)	121 (82,3)	<0,01		
- Radiografía tórax patológica	87 (58,4)	48 (34,0)	<0,01		
Conclusión final					
Satisfactoria	87 (57,2)	141 (95,9)	<0,01		
No satisfactoria	65 (42,8)	6 (8,5)			

La prueba diagnóstica con mayor rendimiento en el primer periodo fue la anatomía patológica (96,7%). Se observó también un 58,4% de radiografías de tórax patológicas

durante el primer periodo con cultivo de esputo negativo. Durante el segundo periodo, se utilizó la PCR sobre muestra histológica en 6 pacientes, y resultó positiva en 4 de ellos.

Tabla 2
Características clínicoepidemiológicas según lugar de procedencia

	1990-99 (n=152)			2000-2009 (n=147)		
	Autóctonos (n=112)	Inmigrantes (n=40)	p	Autóctonos (n=43)	Inmigrantes (n=104)	p
Sexo						
- Hombres	79 (70,5)	28 (70,0)	1,0	18 (41,9)	79 (76,0)	<0,01
- Mujeres	33 (29,5)	12 (30,0)		25 (58,1)	25 (24,0)	
Edad						
- <35 años	64 (57,1)	28 (70,0)	0,18	13 (30,2)	66 (63,5)	<0,01
- >35 años	48 (42,9)	12 (30,0)		30 (69,8)	38 (36,5)	
Factores de exclusión social						
- Alcoholismo	43 (38,4)	12 (30,0)	0,44	9 (20,9)	11 (10,8)	0,11
- Usuarios de drogas inyectadas	53 (47,3)	7 (17,5)	<0,01	5 (11,6)	2 (1,9)	0,02
- Problemática social	38 (33,9)	16 (40,0)	0,56	5 (11,6)	47 (45,2)	<0,01
Antecedentes patológicos						
- Diabetes mellitus	2 (1,8)	3 (7,5)	0,11	4 (9,3)	4 (3,8)	0,23
- Virus inmunodeficiencia humana	78 (69,6)	12 (30,0)	<0,01	19 (44,2)	9 (8,7)	<0,01
- Insuficiencia renal crónica	0	0	0	0	2 (1,9)	1,0
- Tabaquismo	70 (62,5)	18 (45,0)	0,06	17 (39,5)	29 (27,9)	0,17
- Tratamiento inmunosupresor	2 (1,8)	0	1,0	4 (9,3)	1 (1,0)	0,02
- Gastrectomía	2 (1,8)	0	1,0	0	0	
Clínica inicial						
- Adenopatías	44 (39,3)	16 (40,0)	0,85	30 (69,8)	72 (69,2)	1,0
- Síndrome tóxico	50 (44,6)	14 (35,0)	0,35	14 (32,6)	32 (30,8)	0,84
- Fiebre	50 (44,6)	8 (20,0)	<0,01	10 (23,3)	24 (23,1)	1,0
- Tos y expectoración	38 (33,9)	10 (25,0)	0,32	7 (16,3)	9 (8,7)	0,24
Quimioprofilaxis o tratamiento de la enfermedad previa	1 (0,9)	1 (2,5)	0,45	3 (7,0)	3 (2,9)	0,35
Diagnóstico:						
- Prueba de tuberculina positiva	25 (36,8)	18 (72,0)	<0,01	19 (79,2)	75 (98,7)	<0,01
- Microscopía directa positiva	16 (14,4)	6 (15,0)	1,0	13 (31,0)	13 (13,0)	0,01
- Cultivo positivo	81 (73,0)	30 (75,0)	1,0	29 (69,0)	65 (65,0)	0,70
- PCR positiva	0	0		0	4 (66,7)	
- Anatomía patológica	109 (97,3)	38 (97,4)	0,25	37 (90,2)	84 (92,3)	0,73
- Radiografía tórax patológica	70 (63,1)	17 (44,7)	0,05	15 (35,7)	33 (33,3)	0,84
Conclusión final satisfactoria	59 (52,7)	28 (70,0)	0,04	40 (93,0)	101 (97,1)	0,35
Conclusión no satisfactoria	53 (47,3)	12 (30,0)		3 (7,0)	3 (2,9)	

Los países de procedencia de los pacientes inmigrantes eran Pakistán (69), India (8), Marruecos (8), Filipinas (6), Ecuador (5), China (4), Bangladesh (3), Nigeria (2), Senegal (2), Brasil (2), Argelia (1), Burkina Faso (1), Gambia (1), Guinea Ecuatorial (1), Bolivia (1), Colombia (1), Cuba (1), Panamá (1), Perú (1), Argentina (1), Chile (1), Venezuela (1). p corresponde al análisis univariante.

En la **tabla 2** se hallan las características clínicoepidemiológicas según el lugar de procedencia y el periodo de estudio. De los 299 casos analizados, 144 (48%) habían nacido fuera de España y procedían de 3 continentes distintos, siendo el subcontinente indio la región que más casos aportó (66%).

En el segundo periodo se observó en los pacientes autóctonos el 58,1% de mujeres y 69,8% de pacientes mayores de 35 años ($p<0,01$). El porcentaje de pacientes autóctonos con infección por VIH fue del 44,2% y de UDI el 11,6%, aunque la problemática social fue significativamente mayor en inmigrantes (45,2%) ($p<0,01$). El tratamiento inmunosupresor fue del

9,3% en autóctonos y del 1,0% en inmigrantes (p=0,02).

En la tabla 3 se resume el tipo y la duración del tratamiento. Durante el periodo de estudio el 57,1% de los pacientes que tuvieron una conclusión satisfactoria fueron tratados con 4 fármacos [(isoniacida (H), rifampicina (R), pirazinamida (Z) y etambutol (E)] durante 6 meses (2HRZE/4HR), el 56,8% de los pacientes que no obtuvieron una conclusión satisfactoria tomaron el tratamiento con 3 fármacos durante 6 meses (2HRZ/4HR). No se observaron diferencias estadísticamente significativas en los resultados del tratamiento cuando los pacientes se trataron durante 9 meses.

Tabla 3
Tratamiento administrado a los pacientes con linfadenitis tuberculosa

	CFS (n=224)	CFNS (n=74)	P
2HRZ/4HR, n (%)	75 (33,5)	42 (56,8)	<0,01
2HRZE/4HR, n (%)	128 (57,1)	20 (27,0)	<0,01
2HRZ/7HR, n (%)	7 (3,1)	4 (5,4)	0,47
2HRZE/7HR, n (%)	14 (6,3)	3 (4,1)	0,57
18-24 Meses, n (%)	0	5 (6,8)	<0,01

CFS: conclusión final satisfactoria. CFNS: conclusión final no satisfactoria. HRZ: isoniazida + rifampicina + pirazinamida. HRZE: isoniazida + rifampicina + pirazinamida + etambutol. HR: isoniazida, rifampicina.

En cuanto a las resistencias del tratamiento antituberculoso, no se realizaron estudios de sensibilidad de forma sistemática durante el primer periodo, por lo que sólo se encuentran disponibles los datos de resistencia en el segundo periodo de estudio. Se observaron 7 (4,7%) casos de resistencia a la isoniazida, 5 (3,4%) a la estreptomycin, 2 (1,4%) a la rifampicina y 2 (1,4%) a la pirazinamida.

A partir de las características clínicoepidemiológicas (lugar de procedencia, serología positiva para VIH y tratamiento inmunosupresor en pacientes autóctonos) y diag-

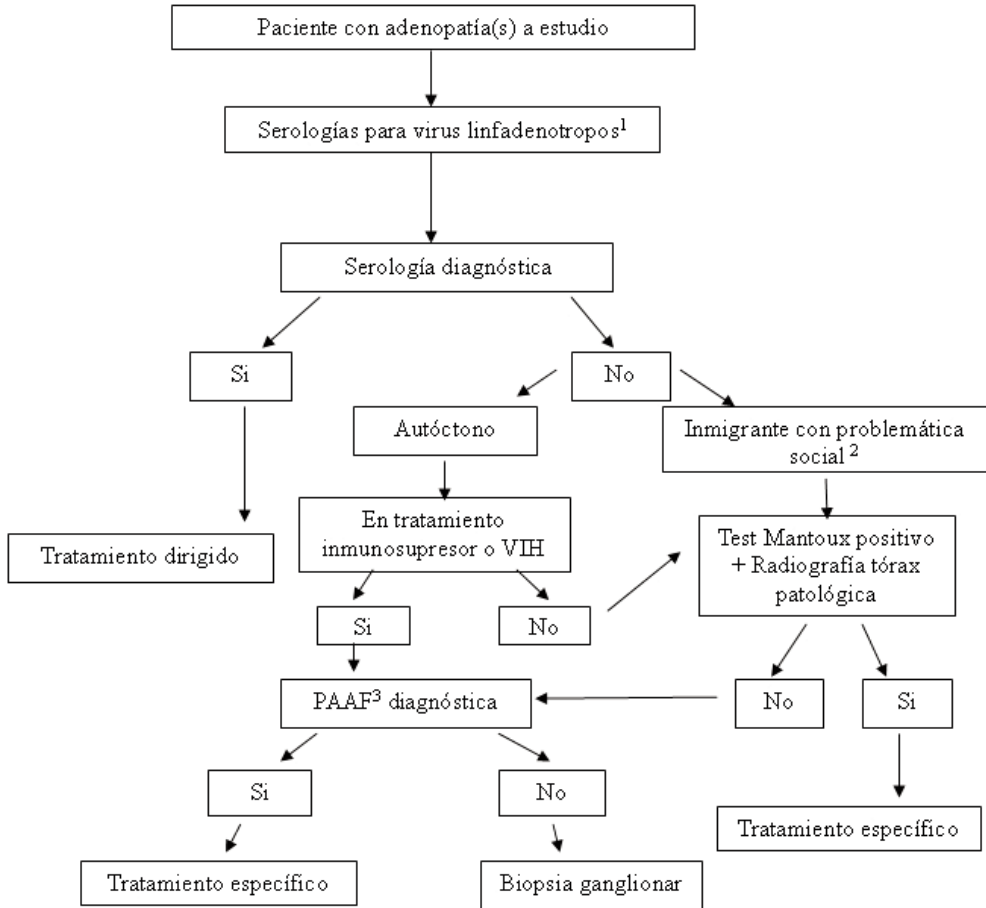
nósticas (resultado de la PAAF) se elaboró el algoritmo diagnóstico que motiva este trabajo (figura 1).

DISCUSIÓN

El presente estudio refleja que los varones nacidos fuera de España, procedentes de países con alta incidencia de TB y los sujetos autóctonos mayores de 35 años y receptores de tratamientos inmunosupresores son dos colectivos de riesgo para desarrollar LT en nuestra población, especialmente en el momento presente en el que la coinfección por VIH ligada al consumo de drogas muestra una clara tendencia a disminuir. Es importante remarcar que el aumento significativo de pacientes autóctonos en tratamiento inmunosupresor se basa en un escaso número de pacientes (4), lo que hace que haya que ser cautos con la interpretación de estos resultados. Por otro lado, el porcentaje de casos VIH positivos y el uso de drogas intravenosas, aunque ha disminuido de forma notable del primer periodo al segundo, sigue siendo elevado, especialmente entre los casos autóctonos. El estudio multivariante confirmó la inmigración y el uso de drogas intravenosas como factores de riesgo asociados a LT. Otro aspecto a destacar es el aumento del porcentaje de mujeres respecto al de varones. En la figura 1 se realizó un algoritmo diagnóstico con los resultados hallados.

En el informe realizado por la Agència de Salut Pública de Barcelona del año 2009⁶, la prevalencia en autóctonos se mantenía en los mismos niveles (9%) pero el aumento de los casos en inmigrantes (26,7%) condicionó el aumento del total de casos de LT (17,6%) y de TB extrapulmonar (27,3%). Estos datos son también comparables con los de otros estudios realizados, tanto en el continente europeo^{7,8}, donde existe un patrón epidemiológico parecido al de España, como fuera de Europa⁹.

Figura 1
Algoritmo para el diagnóstico precoz de linfadenitis tuberculosa



1 En los pacientes autóctonos sin factores de riesgo conocidos para tuberculosis (como estar en tratamiento inmunosupresor) es más frecuente que las adenopatías sean de etiología inflamatoria-inespecífica o producidas por infecciones bacterianas o virales, no siempre diagnosticadas por las exploraciones complementarias convencionales de laboratorio. Se aconseja complementar el estudio inicial de las adenopatías con un hemograma y un frotis de sangre periférica y con hemocultivos, en caso de acompañarse de fiebre elevada, sin otra causa aparente.

2 De acuerdo al documento de consenso para el control y prevención de la TB en inmigrantes²² cualquier paciente procedente de un país de alta endemia tuberculosa debería, al entrar en contacto con alguna de las prestaciones del Sistema Nacional de Salud, ser estudiado para descartar infección tuberculosa latente y, eventualmente, enfermedad activa.

3 PAAF: punción-aspiración con aguja fina. Excepto en lesiones muy inflamatorias y accesibles, es preferible realizarla con control ecográfico y enviar una parte a Anatomía Patológica y estudio microbiológico. La inoculación directa del material obtenido en frascos de hemocultivo para micobacterias aumenta la rentabilidad diagnóstica en la LT.

En nuestra serie, los países que aportan mayor número de pacientes son principalmente los del subcontinente indio, que mantiene un gran aflujo de inmigrantes en Cataluña, especialmente en la ciudad de Barcelona. Estas cifras no son idénticas al resto de España, ya que cada área presenta un patrón demográfico distinto. A modo de ejemplo, en nuestro estudio no se registraron pacientes procedentes de países del Este de Europa con LT.

Se ha debatido ampliamente cuál sería el método más adecuado para el cribado y control de la TB en inmigrantes que llegan desde países con alta endemia a países con endemias bajas y muy bajas. A pesar de que se han llevado a cabo estudios en los que se realizaban radiografías de tórax y pruebas de tuberculina de manera indiscriminada a toda la población inmigrante, se ha observado que estas medidas no son de gran impacto en materia de salud pública y tampoco son coste-efectivas¹⁰. Se ha demostrado que la estrategia más adecuada para el control de la TB continúa siendo el diagnóstico precoz, el tratamiento de los casos activos y la detección de los casos con infección latente con riesgo de progresión¹¹. En nuestro estudio se observó que los casos diagnosticados en el primer período (1990-99) eran autóctonos en su mayoría y estaban asociados, principalmente, a la infección por el VIH relacionada con el consumo de drogas. Aunque a partir de 2000 los casos de VIH disminuyeron debido a la disminución de UDI e introducción de la terapia antirretroviral de gran actividad (TARGA), sigue observándose una mayor frecuencia de coinfección en pacientes autóctonos. Esta evidencia pone de manifiesto que, a pesar del mejor control de ambas infecciones, no se puede obviar su interrelación y siempre hay que realizar una serología para descartar la infección por VIH en pacientes diagnosticados de TB¹². También en el segundo período (2000-09) se observaron más factores asociados a precariedad social en inmigrantes diagnosticados de LT. Ello puede ser debido

no sólo al rápido aumento de población inmigrante que por sí mismo conlleva cierto grado de exclusión social¹³, sino también a la disminución de los factores de riesgo entre los autóctonos que favorecen la marginalidad social¹⁴. Es remarcable también el aumento de LT en pacientes autóctonos en tratamiento inmunosupresor. Está bien documentada la mayor susceptibilidad a la TB de los pacientes en tratamiento inmunosupresor, concretamente se describen casos de LT tras iniciar tratamiento biológico¹⁵, por lo que es indispensable descartar tanto la infección latente como la enfermedad tuberculosa activa antes de iniciarlos¹⁶.

Con respecto a los métodos diagnósticos, hay que destacar que la baciloscopia y el cultivo de las muestras presentaron un rendimiento más bajo que en otros estudios realizados en LT¹⁷, por lo que la histología fue de gran utilidad. Consideramos que puede deberse más a la técnica para la obtención de la muestra (la PAAF a ciegas podría ser menos rentable que la guiada por ecografía) que a la baja carga bacilar, pero también al procesamiento de las muestras en el laboratorio. La utilización de los medios líquidos (Bactec 9000 y, especialmente, BacT/Alert) en el segundo período ha demostrado mayor sensibilidad para la recuperación de *M. tuberculosis* que el medio sólido de Löwenstein¹⁸. Se intentó limitar el estudio exclusivamente a los casos de LT, excluyendo los que presentaron una radiografía de tórax anormal y con baciloscopia positiva pero es posible que una parte no despreciable de ellos presentaran infección pulmonar a pesar de la bacteriología negativa y con LT como localización secundaria, lo que introduce un sesgo en la selección en nuestra muestra.

Con el cambio demográfico, el tipo de tratamiento y la duración es una de las decisiones más importantes a considerar. Por un lado, existe el problema del cumpli-

miento, ligado a la exclusión social y también relacionado con la inmigración por motivos económicos^{19,20}, y por otro lado el aumento creciente de las resistencias a los fármacos de primera línea, especialmente la isoniacida, que amenaza actualmente también a los de segunda. Debido a que los resultados respecto a las resistencias de fármacos son escasos en nuestro estudio, únicamente se puede inferir en la necesidad de hacerlos de forma sistemática. Sin embargo, a diferencia de lo que ocurre para la TB pulmonar o extrapulmonar de otras localizaciones, existen investigaciones que muestran menores niveles de resistencias a fármacos en casos de LT²¹. En este trabajo, los datos sobre los resultados satisfactorios del tratamiento muestran que es mejor la pauta con 4 fármacos que con 3 durante 6 meses, lo que podría traducir la mayor efectividad de las pautas cuádruples en los casos más complejos, como los coinfectados por el VIH, con la limitación de obviar otras causas. Es interesante observar que los casos de inmigrantes presentan mayor conclusión satisfactoria del tratamiento que los autóctonos. Es posible que se deba a que se realiza mayor supervisión o seguimiento del tratamiento en este colectivo o a que la información se recoge de manera más correcta.

En resumen, este estudio, basado en la epidemiología de la TB en un área urbana de alta incidencia, muestra un incremento de los casos de TB de localización ganglionar en varones jóvenes procedentes de zonas endémicas y en mujeres autóctonas mayores de 35 años y con menor porcentaje de infección por VIH que en los años 90. A pesar de la utilización del TARGA para el tratamiento de la infección por VIH y la aplicación de los programas contra la drogadicción, ambos colectivos contribuyen a mantener la incidencia de LT marcadamente por encima del objetivo del programa de control¹⁶ por lo que se aconseja descartar esta patología ante cualquier consulta para estudio de adenopatías.

AGRADECIMIENTOS

A los miembros del servicio de Medicina Interna del Hospital del Mar de Barcelona.

BIBLIOGRAFÍA

1. Orcau A, Cayla JA, Martínez JA. Epidemiología actual de la tuberculosis. Programas de prevención y control. *Enferm Infecc Microbiol Clin*. 2011. 29 Suppl 1:2-7.
2. Cayla JA, Galdós-Tangüis H, Jansà JM, García de Olalla P, Brugal T, Pañella H. Evolución de la tuberculosis en Barcelona (1987-1995). Influencia del virus de la inmunodeficiencia humana y de las medidas de control. *Med Clin (Barc)*. 1998. 111(16): 608-15.
3. Valles X, Sánchez F, Pañella H, García de Olalla P, Jansà JM, Caylà JA. Tuberculosis importada: una enfermedad emergente en países industrializados. *Med Clin (Barc)*. 2002. 118(10): 376-8.
4. Orcau A, García de Olalla P, Caylà JA. La tuberculosis a Barcelona. Informe 2009. Programa de prevenció i control de la tuberculosi a Barcelona. Disponible en: www.aspb.cat/quefem/docs/Tuberculosi_2009.pdf
5. Cayla JA, Camionero JA, Rey R, Lara N, Vallés X, Galdós-Tanguis H et al. Current status of treatment completion and fatality among tuberculosis patients in Spain. *Int J Tuberc Lung Dis*. 2004. 8(4): 458-64.
6. La tuberculosis en Cataluña en el año 2009. Programa de prevención y control de la tuberculosis en Cataluña. Subdirección general de vigilancia y respuesta a emergencias de salud pública. Barcelona: Generalitat de Catalunya; 2010.
7. Arce Arnaez A, Iñigo Martínez J, Cabello Ballesteros L, Burgoa Arenales M. Tuberculosis e inmigración en un área sanitaria de Madrid. Situación epidemiológica y evolución en la década 1994-2003. *Med Clin (Barc)*. 2005. 125(6): 210-2.
8. Seersholm N, Wilcke T. [Diagnosis of extrapulmonary tuberculosis is a challenge]. *Ugeskr Laeger*. 2011. 173(12): 886-9.
9. Cadmus SI, Oluwasola AO, Okolo CA, Bethrand AF. Pattern of tuberculous lymphadenitis diagnosed by fine needle aspiration cytology at the University College Hospital, Ibadan, Nigeria. *Afr J Med Med Sci*. 2010. 39(3): 193-7.
10. Dasgupta K, Menzies D. Cost-effectiveness of tuberculosis control strategies among immigrants and refugees. *Eur Respir J*. 2005. 25(6): 1107-16.

11. Santin Cerezales M, Navas Elorza E. Tuberculosis en poblaciones especiales. *Enferm Infecc Microbiol Clin*. 2011. 29 Suppl 1: 20-5.
12. Branson BM, Handsfield HH, Lampe MA, Janssen RS, Taylor AW, Lyss SB et al. Revised recommendations for HIV testing of adults, adolescents, and pregnant women in health-care settings. *MMWR Recomm Rep*. 2006. 55(RR-14): 1-17; quiz CE1-4.
13. Tezanos JF. Inmigración y exclusión social. *Papeles de Econ Esp*. 2003; 225-237.
14. Jansa JM, Serrano J, Caylà JA, Vidal R, Ocaña I, Español T. Influence of the human immunodeficiency virus in the incidence of tuberculosis in a cohort of intravenous drug users: effectiveness of anti-tuberculosis chemoprophylaxis. *Int J Tuberc Lung Dis*. 1998. 2(2): 140-6.
15. Velasco J, Gonzalez S. Adenitis tuberculosa tras tratamiento con éxito de hepatitis C. *Enferm Infecc Microbiol Clin*. 2011. 29(8): p. 631.
16. Ravn P. [Screening for tuberculosis infection prior to medical therapy]. *Ugeskr Laeger*. 2011. 173(12): 893-6.
17. Khan AH, Sulaiman SA, Muttalif AR, Hassali MA, Khan TM. Tuberculous lymphadenitis at Penang General Hospital, Malaysia. *Med Princ Pract*. 2011. 20(1): 80-4.
18. Pfyffer GE, Cieslak C, Welscher HM, Kissling P, Rüschi-Gerdes S. Rapid detection of mycobacteria in clinical specimens by using the automated BACTEC 9000 MB system and comparison with radiometric and solid-culture systems. *J Clin Microbiol*. 1997. 35(9): 2229-34.
19. Cayla JA, Rodrigo T, Ruiz-Manzano J, Caminero JA, Vidal R, Garcia JM et al. Tuberculosis treatment adherence and fatality in Spain. *Respir Res*. 2009. 10: 121.
20. Anibarro L, Casas S, Paz-Esquete J, Gonzalez L, Pena A, Guerra MR et al. Treatment completion in latent tuberculosis infection at specialist tuberculosis units in Spain. *Int J Tuberc Lung Dis*. 2010. 14(6): 701-7.
21. Lai CC, Liu WL, Tan CK, Huang YC, Chung KP, Lee MR et al. Differences in drug resistance profiles of *Mycobacterium tuberculosis* isolates causing pulmonary and extrapulmonary tuberculosis in a medical centre in Taiwan, 2000-2010. *Int J Antimicrob Agents*. 2011. 38(2): 125-9.
22. Grupo de trabajo de los talleres de 2001 y 2002 de la Unidad de Investigación en tuberculosis de Barcelona. Prevención y control de la tuberculosis importada. *Med Clin (Barc)*. 2003;121(14): 549-57.

ORIGINAL

ESTIMACIÓN DE LA CARGA DE ENFERMEDAD POR INCAPACIDAD LABORAL PERMANENTE EN ESPAÑA DURANTE EL PERÍODO 2009-2012 (*)

María Andréa López (1,2,3), Xavier Duran (1,2,3), Jordi Alonso (1,3), José Miguel Martínez (1, 2,3), Mireia Espallargues (1,4) y Fernando G. Benavides (1,2,3).

(1) Consorcio de Investigación Biomédica en Red, Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP). Evaluación de Servicios de Salud.

(2) Centro de Investigación en Salud Laboral. Universitat Pompeu Fabra. Barcelona.

(3) IMIM-Institut Hospital del Mar d'Investigacions Mèdiques. Barcelona.

(4) Agència de Qualitat i Avaluació Sanitàries (AQuAS).

(*) Este trabajo recibió ayuda económica de Consorcio de Investigación Biomédica en Red, Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP). Evaluación de Servicios de Salud (Programa 6).

Los autores declaran no tener conflictos de intereses.

RESUMEN

Fundamentos: La incapacidad laboral permanente (IP) supone una importante carga social y económica. El objetivo de este estudio fue estimar la carga de enfermedad debida a la IP en España.

Métodos: A partir de la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL) se imputó como diagnóstico de la IP (2009-2012) el de la incapacidad temporal (IT) iniciada en 2009 en los individuos que cumplieron dos criterios: larga duración de la IT y corta duración del período entre la IT y la IP. Para los casos con diagnóstico imputado se calculó la carga de enfermedad por IP a partir de los años potenciales de vida laboral perdidos (APVLP), definidos como la diferencia entre la edad de jubilación (65 años) y la edad de inicio de la IP.

Resultados: Según la MCVL, 163.135 (13,6%) personas sufrieron de IT en 2009, de las cuáles a 4.738 (0,39%) se le reconoció una IP entre 2009-2012. Se pudo establecer el diagnóstico de IP en 3.073 (64,9%) casos. Las causas más frecuentes de IP fueron los trastornos musculoesqueléticos (27,4%) y mentales (11,6%) que, asimismo, produjeron mayor cantidad de APVLP por IP: 11.086 (26,5%) y 7.052 (16,9%), respectivamente. Los trastornos mentales destacaron por producir IP a edades más jóvenes (mediana=49 años).

Conclusiones: Los trastornos mentales y los musculoesqueléticos representaron la mayor carga de enfermedad en individuos en situación de IP.

Palabras clave: Costo de enfermedad. Seguro por discapacidad. Seguridad Social. Ausencia por enfermedad. Sistema de registros.

Correspondencia:
María Andréa López
Centro de Investigación en Salud Laboral
Universitat Pompeu Fabra
Barcelona
Correo electrónico: andree.gomez01@estudiant.upf.edu

ABSTRACT

Estimating the Burden of Disease Due to Permanent Disability in Spain during the Period 2009-2012

Background: Permanent disability (PD) is a major social and economic burden. The aim of this study was to determine the burden of disease due to PD.

Methods: Using data from the Continuous Working Life Sample (CWLS) -a random sample consisting of 4% of the active members affiliated to the Social Security (SS) System in Spain (1.1 million members) which data come from administrative registries from the SS- the diagnosis of PD (2009-2012) was established from the information on the temporary sickness absence (TSA) episodes from 2009. The diagnoses were imputed if two criteria were fulfilled: long duration of TSA and short period of time between the TSA episode and PD. The burden of disease was estimated for cases with an established diagnosis of PD by using the potential years of working life lost (PYWLL), estimated as the difference between the legal retirement age (65 years) and the age at the start of a PD.

Results: In the CWLS, 163,135 (13.6%) individuals suffered a TSA episode in 2009, out of which 4,738 were granted a PD pension in the period of 2009-2012. The diagnosis was established for 3,073 (64.9%) cases. A large percentage of PD was produced by musculoskeletal (27.4%) and mental disorders (11.6%), likewise these diagnoses produced more PYWLL due to a PD: 11,086 (26.5%) and 7,052 (16.9%), respectively. Mental disorders produced PD at younger ages (median= 49 years of age).

Conclusion: Mental and musculoskeletal disorders represent a major burden of disease produced by PD and measured by PYWLL. The diagnoses of PD should become available in order to estimate with more accuracy the PYWLL produced by PD and specific diagnoses.

Keyword: Cost of illness. Insurance disability. Social security. Sick leave. Registries.

INTRODUCCIÓN

El incremento de la esperanza de vida, fruto de las mejoras en las condiciones de vida y de trabajo junto a las de la asistencia sanitaria, tiene como una de sus consecuencias el progresivo envejecimiento de la población y, con ello, el incremento de la prevalencia de enfermedades crónicas: cardiovasculares, cáncer, mentales y musculoesqueléticas¹. La cronicidad de estas enfermedades se manifiesta precozmente durante la edad activa y más en la medida que esta se va alargando, consecuencia de las reformas de las pensiones², lo que provoca una mayor carga para la sociedad, tanto en términos de asistencia como de protección social³.

La situación de incapacidad permanente (IP) reconocida por el Instituto Nacional de la Seguridad Social (INSS) cuando un problema de salud afecta a una persona afiliada que cumple determinados requisitos legales, se relaciona de manera principal con las enfermedades crónicas. La IP puede ser de origen común o profesional y se reconoce por parte de un Equipo de Valoración de Incapacidad (en cada provincia) cuando el problema de salud que sufre incapacita al trabajador/a de manera previsiblemente definitiva para su trabajo (grados de IP “total” o “absoluta”) e incluso para realizar otras tareas de la vida diaria (“gran invalidez”)^{4,5}, dando lugar a una prestación económica cuya cuantía depende del grado de IP reconocido. Como es previsible, la mayoría de las IP comienzan con al menos un episodio de incapacidad temporal (IT), justificada por un médico que certifica el diagnóstico⁴ y que legalmente puede durar hasta un año, prorrogable por seis meses siempre que se prevea la recuperación durante ese tiempo, y en caso contrario la IT sería evaluada con el fin de reconocer o no la situación de IP o producir el alta⁶.

En España, la incidencia de IP de origen común durante 2004-2007 fue de 36,3 casos por 10.000 trabajadores/año y aumenta en

personas mayores de 55 años con una incidencia de 133,6 casos por 10.000 trabajadores/año⁷. En 2012 se registraron 943.296 casos de personas que recibían prestaciones económicas por IP, lo que supuso un gasto anual para la Seguridad Social de 11.000 millones de euros⁸. Estos datos muestran que la IP es un importante problema de salud laboral y salud pública^{3,9,10} que, sin embargo, está poco estudiado en España, entre otras razones por la falta del diagnóstico médico en los registros administrativos disponibles para los investigadores.

La medición de la carga de la enfermedad por IP a través del cálculo de los años potenciales de vida laboral perdidos (APVLP), como diferencia entre la edad de inicio de la IP y la edad de jubilación actual (65 años), para cada enfermedad o grupo de enfermedades ofrece diversas ventajas. Entre ellas que es fácil de calcular, además de rápidamente comprensible, permitiendo comparar entre las enfermedades que producen la IP, una vez se ha fijado el límite superior (edad de jubilación). Asimismo, los APVLP proporcionan una medida del coste social de la IP en forma de subsidios que aporta la seguridad social y de pérdida en la productividad en las empresas por la descapitalización de los recursos humanos que esta retirada prematura del mercado laboral representa. En la actualidad supone un grave problema para la mayoría de los países europeos³, incluida España⁷, dado el paulatino envejecimiento de la población laboral.

El objetivo de este estudio fue estimar en España la carga de enfermedad producida por la IP en una muestra de sujetos en situación de alta o pensionistas de la Seguridad Social.

MATERIAL Y MÉTODOS

Este estudio se basó en la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL) de 2009-2012, en la que se registra el inicio de las IP pero sin diagnóstico médico, y su conexión

con los registros de IT del año 2009 procedentes del Instituto Nacional de Seguridad Social (INSS), en el que sí se recoge el diagnóstico al alta de cada episodio de IT y su duración. La conexión se realizó por medio de un identificador personal que administra la propia seguridad social, sin que pueda ser identificado el individuo. La conexión permitió el seguimiento hasta el año 2012 de quienes tuvieron un episodio de IT en 2009, para comprobar si se les reconoció una IP durante ese periodo. Se tomó en cuenta a todas las IP, tanto de origen común como profesional.

Desde 2004 la Dirección General de Ordenación de la Seguridad Social extrae anualmente de manera aleatoria una muestra del 4% de sujetos cotizantes y/o pensionistas (~1,1 millón de personas al año) de la seguridad social para elaborar la MCVL y distribuirla para su uso en la investigación. Los datos de la MCVL proceden de varios registros administrativos de la seguridad social, entre ellos el de prestaciones y cotizaciones. Al ser una muestra anual tipo panel en la que se puede seguir a los individuos a lo largo de los años, siempre que continúen como afiliados en alta a la seguridad social, la MCVL permite realizar estudios de cohorte¹¹. Para este estudio se identificó una sub-muestra de 163.135 personas de la MCVL de 2009 que registraron al menos un episodio de IT iniciado en 2009 de acuerdo a los registros del INSS¹². Se realizó un seguimiento hasta 2012 en la MCVL y se identificó a quienes se les concedió una prestación por IP. De todas las personas con una IT, se dispuso de su diagnóstico de alta certificado por el médico en el 95% de los casos y solo en 8.222 (5,0%) se utilizó el diagnóstico de la baja certificado por el médico, aunque en el estudio se utilizó el del alta por considerarlos más preciso. El diagnóstico se clasificó de acuerdo a la Clasificación Internacional de Enfermedades versión 9 (CIE-9).

Para imputar el diagnóstico de IP iniciada entre 2009 y 2012 se utilizó el de la IT ocu-

rrida en 2009 teniendo en cuenta criterios relacionados con la duración del episodio de la IT y del tiempo transcurrido entre la finalización de la IT y el inicio de la IP. Tras varias simulaciones se establecieron diferentes puntos de corte. En relación a la duración de la IT, varios estudios observan un aumento en la probabilidad de desarrollar una IP al incrementar la duración de la IT¹³⁻¹⁸. Este tiempo de duración de la IT se agrupó en tres categorías con su respectiva puntuación: menos de 4 meses (0 puntos), entre 4 y 6 meses (1 punto) y más de 6 meses (2 puntos). El segundo criterio se basó en la presunción que si el tiempo entre la finalización de IT y el inicio de IP es corto, es más probable que la IT esté relacionada con la IP. Así el período entre IT e IP se agrupó en tres categorías: más de 12 meses (0 puntos), entre 4 y 12 meses (1 punto) y menos de 4 meses (2 puntos). En 40.823 (25%) individuos con más de una IT iniciada en 2009 se utilizó el último episodio de IT y siempre se tomó en cuenta el diagnóstico de la IT de más larga duración para calcular los puntos, pues una IT más larga presupone un problema más grave de salud.

Ambos criterios tomaron en cuenta el proceso de aprobación de la prestación económica por IP, según la cual las personas que sufren una IT prolongada en el tiempo deben asistir a revisiones médicas con el propósito de determinar si se reconoce o no el derecho a ella. Una vez sumadas las puntuaciones de ambos criterios, si se obtenía una puntuación de 2-4 se consideró que el diagnóstico de la IT era probable que fuera el de la IP e improbable si la puntuación era de 0-1.

También se investigó si había habido múltiples episodios de IT anteriores a la IP en el 2009, pero no se encontró una relación entre este criterio y desarrollar una IP, por lo cual no se incluyó en el análisis.

En los casos en que se pudo utilizar el diagnóstico IT como el de IP (casos de diagnóstico probable) se calcularon los APVLP

por IP mediante la diferencia entre la edad de inicio de la IP y la edad de jubilación actual (65 años). También se estimó la edad mediana de inicio de IP y sus percentiles 25 y 75. La suma total de los APVLP para cada grupo de enfermedad permitió identificar los diagnósticos que produjeron una mayor carga de enfermedad por IP.

RESULTADOS

De acuerdo a los registros del Instituto Nacional de la Seguridad Social (INSS), 163.135 (13,6%) individuos de la MCVL tuvieron al menos un episodio de IT en el 2009. Tras su seguimiento hasta 2012 se identificó a 4.738 (2,9%) individuos a los que se les reconoció una IP (figura 1). 3.525 (74,4%) personas en IP tuvieron solamente un episodio de IT. Al aplicar los

criterios estipulados de duración de IT y período entre IT e IP se pudo imputar el diagnóstico de IT (2009) como probable diagnóstico de IP (2009-2012) en 3.073 (64,9%) casos. El análisis de APVLP se realizó en estos últimos casos.

En la **tabla 1** se puede observar la distribución de IT en 2009 por grupos diagnósticos y de ellas el número de casos que desarrollaron una IP entre 2009 y 2012. De los 2.190 individuos diagnosticados de neoplasia registrados en 2009, finalizaron en IP 266 (12,2%). Seguidas de las enfermedades cardiovasculares donde a 335 (9,6%) personas en IT se les reconoció la situación de IP. Por el contrario, los trastornos músculo-esqueléticos fueron la causa más frecuente de IT, 30.855 (18,9%) personas de las que 1.296 (4,2%) acabaron en situación

Figura 1
Diagrama de inclusión en el estudio de carga de enfermedad por incapacidad permanente en la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL) con datos de incapacidad temporal (2009) del Instituto de Seguridad Social (INSS)

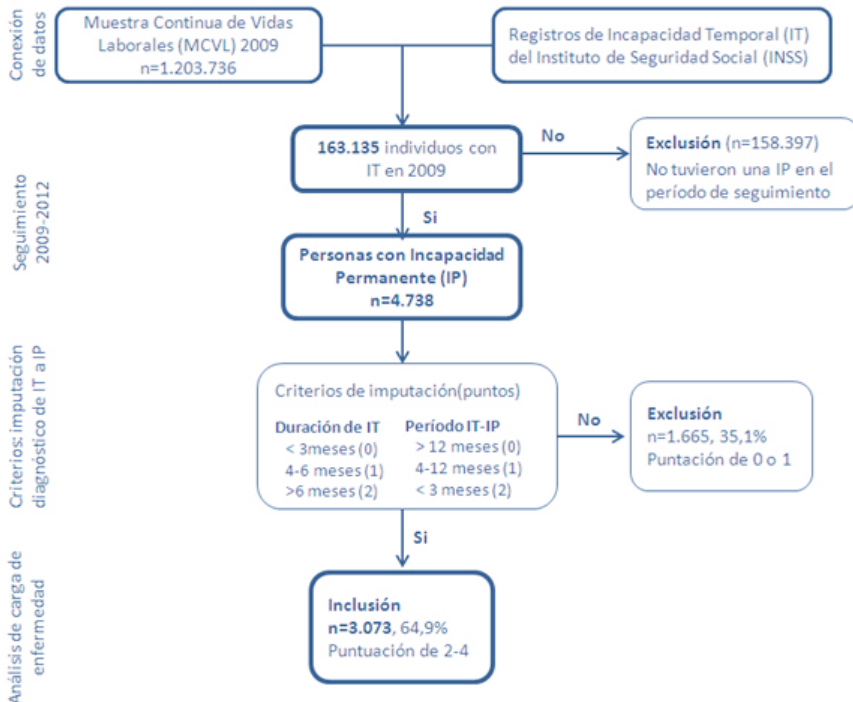


Tabla 1
Distribución por grupos diagnósticos de los episodios de incapacidad temporal (IT)
iniciados en 2009 y que evolucionaron hacia una incapacidad permanente (IP)
entre 2009-2012. MCVL 2009-2012

Diagnósticos (CIE-9) IT	IT	IP		
	n (%)	n	%*	%†
Infecciosas y parasitarias (001-139)	13.807 (8,5)	198	1,4	4,2
Neoplasias (140-239)	2.190 (1,3)	266	12,2	5,6
Trastornos endocrinos (240-279)	1.787 (1,1)	67	3,8	1,4
Sangre y órganos hematopoyéticos (280-289)	266 (0,2)	14	5,3	0,3
Trastornos Mentales (290-319)	9.958 (6,1)	548	5,5	11,6
Sistema Nervioso y sentidos (320-389)	5.662 (3,5)	235	4,2	5,0
Cardiovasculares (390-459)	3.503 (2,2)	335	9,6	7,1
Aparato respiratorio (460-519)	29.453 (18,1)	306	1,0	6,5
Aparato digestivo (520-579)	8.264 (5,1)	156	1,9	3,3
Aparato genitourinario (580-629)	3.129 (1,9)	65	2,1	1,4
Embarazo, parto y puerperio (630-677)**	3.445 (2,1)	7	0,2	0,1
Piel y tejido subcutáneo (680-709)	2.026 (1,2)	51	2,5	1,1
Musculo-esqueléticos (710-739)	30.885 (18,9)	1.296	4,2	27,4
Anomalías congénitas (740-759)	204 (0,1)	17	8,3	0,4
Período perinatal (760-779)	873 (0,5)	28	3,2	0,6
Síntomas, signos y estados mal definidos (780-799)	14.480 (8,9)	373	2,6	7,9
Lesiones y envenenamientos (800-999)	19.742 (12,1)	423	2,1	8,9
Intervenciones quirúrgicas (00-99)	162 (0,1)	4	2,5	0,1
Sin diagnóstico	13.299 (8,2)	349	2,6	7,4
Total	163.135 (100,0)	4.738	2,9	100,0

*Porcentaje de IT en 2009 que desarrollaron una IP en 2009-2012, †Porcentaje de IP en 2009-2012, **Complicaciones del embarazo, parto o puerperio

de IP en el período de seguimiento. Si bien son las causas más frecuentes de IP (27,4%). Algo similar ocurrió con las lesiones (8,9%) y los trastornos mentales (11,6%) de las IP.

Al aplicar los criterios definidos se observó que el 54,7% de todos los casos con IP tuvieron una IT de larga duración, es decir de más de seis meses, y el 37,4% tuvieron un tiempo entre la IT e inicio de la IP de menos de 4 meses (tabla 2).

Así, se pudo asignar el diagnóstico de IT como probable diagnóstico de la IP a 3.073

(64,9%) personas en las que se realizó el análisis de APVLP. El total de APVLP para las personas con IP con diagnóstico imputado fue de 41.834 años (tabla 3). Los trastornos musculo-esqueléticos (11.086 años) (26,5%), los trastornos mentales (7.052 años) (16,9%) y las lesiones y envenenamientos (4.038 años) (9,7%) fueron las patologías con mayor número de APVLP. El 50% de las 402 personas con diagnóstico de trastorno mental iniciaron su IP antes de los 49 años, por lo cual la mediana de los APVLP por IP para este diagnóstico fue de 16 años.

Tabla 2
Puntuación en cada criterio que determinará la probabilidad que el diagnóstico que produjo la incapacidad temporal (IT) en 2009 sea el diagnóstico de la incapacidad permanente (IP) producida en 2009-2012. N (%)

Diagnósticos (CIE-9) de incapacidad temporal	Duración IT			Periodo entre IT-IP			Probabilidad diagnóstico IP*	
	0-3 meses (0 puntos)	4-6 meses (1 punto)	>6 meses (2 puntos)	>12 meses (0 puntos)	4-12 meses (1 punto)	0-3 meses (2 puntos)	Improbable [‡]	Probable [§]
Infecciosas y parasitarias (001-139)	101 (51,0)	19 (9,6)	78 (39,4)	111 (56,1)	32 (16,2)	55 (27,8)	105 (6,3)	93 (3,0)
Neoplasias (140-239)	24 (9,0)	37 (13,9)	205 (77,1)	40 (15,0)	59 (22,2)	167 (62,8)	21 (1,3)	245 (8,0)
Trastornos endocrinos (240-279)	18 (26,9)	9 (13,4)	40 (59,7)	30 (44,8)	8 (11,9)	29 (43,3)	19 (1,1)	48 (1,6)
Sangre y órganos hematopoyéticos (280-289)	3 (21,4)	0 (0,0)	11 (78,6)	3 (21,4)	3 (21,4)	8 (57,1)	2 (0,1)	12 (0,4)
Trastornos Mentales (290-319)	130 (23,7)	69 (12,6)	349 (63,7)	197 (36,0)	136 (24,8)	215 (39,2)	146 (8,8)	402 (13,1)
Sistema Nervioso y sentidos (320-389)	84 (35,7)	42 (17,9)	109 (46,4)	89 (37,9)	53 (22,6)	93 (39,6)	89 (5,4)	146 (4,8)
Cardiovasculares (390-459)	53 (15,8)	48 (14,3)	234 (69,9)	71 (21,2)	72 (21,5)	192 (57,3)	57 (3,4)	278 (9,1)
Aparato respiratorio (460-519)	218 (71,2)	25 (8,2)	63 (20,6)	209 (68,3)	37 (12,1)	60 (19,6)	218 (13,1)	88 (2,9)
Aparato digestivo (520-579)	69 (44,2)	17 (10,9)	70 (44,9)	77 (49,4)	25 (16,0)	54 (34,6)	74 (4,4)	82 (2,7)
Aparato genitourinario (580-629)	18 (27,7)	7 (10,8)	40 (61,5)	25 (38,5)	12 (18,5)	28 (43,1)	20 (1,2)	45 (1,5)
Embarazo, parto y puerperio (630-677) [‡]	4 (57,1)	0 (0,0)	3 (42,9)	6 (85,7)	1 (14,3)	0 (0,0)	4 (0,2)	3 (0,1)
Piel y tejido subcutáneo (680-709)	26 (51,0)	6 (11,8)	19 (37,3)	29 (56,9)	11 (21,6)	11 (21,6)	25 (1,5)	26 (0,9)
Musculo-esqueléticos (710-739)	365 (28,2)	197 (15,2)	734 (56,6)	527 (40,7)	330 (25,5)	439 (33,9)	422 (25,4)	874 (28,4)
Anomalías congénitas (740-759)	5 (29,4)	0 (0,0)	12 (70,6)	4 (23,5)	6 (35,3)	7 (41,2)	4 (0,2)	13 (0,4)
Periodo perinatal (760-779)	5 (17,9)	5 (17,9)	18 (64,3)	14 (50,0)	7 (25,0)	7 (25,0)	9 (0,5)	19 (0,6)
Síntomas, signos y estados mal definidos (780-799)	146 (39,1)	34 (9,1)	193 (51,7)	161 (43,2)	85 (22,8)	127 (34,1)	147 (8,8)	226 (7,4)
Lesiones y envenenamientos (800-999)	134 (31,7)	61 (14,4)	228 (53,9)	191 (45,2)	90 (21,3)	142 (33,6)	162 (9,7)	261 (8,5)
Intervenciones quirúrgicas (00-99)	0 (0,0)	1 (25,0)	3 (75,0)	2 (50,0)	1 (25,0)	1 (25,0)	1 (0,1)	3 (0,1)
Sin diagnóstico	137 (39,3)	29 (8,3)	183 (52,4)	155 (44,4)	56 (16,1)	138 (39,5)	140 (8,4)	209 (6,8)
Total	1.540 (32,5)	606 (12,8)	2.592 (54,7)	1.941 (41,0)	1.024 (21,6)	1.773 (37,4)	1.665 (100,0)	3.073 (100,0)

*Los porcentajes son de columna y no de fila como los de duración IT y periodo entre IT-IP, [‡]Complicaciones del embarazo, parto o puerperio, ^{††} Es improbable que el diagnóstico de la IT sea el de la IP por tener una puntuación de 0-1 tomando en cuenta los criterios de imputación, [§] Es probable que el diagnóstico de la IT sea el de la IP por tener una puntuación de 2-4 tomando en cuenta los criterios de imputación

Tabla 3
Años potenciales de vida laboral perdidos (APVLP) debido a una incapacidad permanente (IP) en 2009-2012 en personas con al menos una incapacidad temporal (IT) iniciada en 2009 según diagnóstico

Diagnósticos (CIE-9) de la IT	Edad IP Mediana	n (%)	APVLP (%)	APVLP*		
				P25	P50	P75
Infeciosas y parasitarias (001-139)	55	93 (3,0)	1.091 (2,6)	6	10	16
Neoplasias (140-239)	55	245 (8,0)	2.915 (7,0)	5	10	17
Trastornos endocrinos (240-279)	54	48 (1,6)	634 (1,5)	6	11	20
Sangre y órganos hematopoyéticos (280-289)	56	12 (0,4)	129 (0,3)	2	9	16
Trastornos Mentales (290-319)	49	402 (13,1)	7.052 (16,9)	9	16	25
Sistema Nervioso y sentidos (320-389)	56	146 (4,8)	1.825 (4,4)	5	9	19
Cardiovasculares (390-459)	56	278 (9,0)	2.950 (7,1)	5	9	15
Aparato respiratorio (460-519)	55	88 (2,9)	1.118 (2,7)	5	10	19
Aparato digestivo (520-579)	51	82 (2,7)	1.193 (2,9)	7	14	20
Aparato genitourinario (580-629)	54	45 (1,5)	608 (1,5)	5	11	23
Embarazo, parto y puerperio (630-677) [†]	38	3 (0,1)	82 (0,2)	26	27	29
Piel y tejido subcutáneo (680-709)	57	26 (0,8)	328 (0,8)	5	8	20
Musculo-esqueléticos (710-739)	54	874 (28,4)	11.086 (26,5)	6	11	18
Anomalías congénitas (740-759)	48	13 (0,4)	260 (0,6)	12	17	28
Período perinatal (760-779)	54	19 (0,6)	217 (0,5)	4	11	13
Síntomas, signos y estados mal definidos (780-799)	54	226 (7,4)	3.119 (7,5)	7	11	19
Lesiones y envenenamientos (800-999)	51	261 (8,5)	4.038 (9,7)	7	14	23
Intervenciones quirúrgicas (00-99)	46	3 (0,1)	52 (0,1)	13	19	20
Sin diagnóstico	53	209 (6,8)	3.137 (7,5)	7	12	24
Total	53	3.073 (100,0)	41.834 (100,0)	6	12	19

*Percentil 25, Mediana, Percentil 75, [†] Complicaciones del embarazo, parto o puerperio

DISCUSIÓN

Debido a la falta del diagnóstico en el registro de la IP, este es posiblemente el primer estudio que cuantifica la carga de enfermedad por IP hasta donde sabemos. Por ello, a pesar de que la imputación del diagnóstico no es exacta (de hecho lo razonable sería disponer del diagnóstico de manera sistemática), este estudio proporciona una aproximación de la carga de enfermedad por

IP. Mostrando que los trastornos musculoesqueléticos y mentales constituyen las patologías con mayor carga de la enfermedad por IP. Unos resultados que son coherentes con el estudio internacional sobre carga global de la enfermedad en 2010¹⁹, en el que también se observó que la lumbalgia (el principal trastorno musculoesquelético) y la depresión mayor (lo mismo para los trastornos mentales) fueron las dos principales causas de años de vida con discapacidad

dad en países de renta alta²⁰ y estuvieron entre las cuatro principales patologías que causan mayor carga, medida mediante *disability-adjusted life years* (DALYs). Nuestros resultados también concuerdan con los de la cohorte francesa GAZEL²¹ y una cohorte Sueca²², encontrándose en ambos estudios un mayor riesgo de desarrollar una IP si la IT previa se debía a diagnósticos psiquiátricos, musculo-esqueléticos o cardiovascular. Sin embargo, otro posible criterio de imputación como sería el número de episodios de IT previos que algunos estudios encuentran asociados a la IP¹⁸, no se utilizó en nuestro estudio por falta de una asociación con la IP. Finalmente, aunque la posible utilización de distintos puntos de corte para establecer si imputamos o no el diagnóstico de la IT a la IP podría incrementar o disminuir el número de IP con diagnóstico probable, el patrón final de los diagnósticos que más frecuentemente ocasionan una IP es bastante estable en las simulaciones realizadas (datos disponibles previa solicitud).

Por otro lado, estudios sobre la carga de enfermedad realizados en España encuentran que las causas con mayor carga medidas por DALYs fueron los trastornos mentales, neoplasias y enfermedades cardiovasculares²³. Unos resultados que, a diferencia de los nuestros, están basados en el conjunto de la población y resumen tanto la discapacidad como la mortalidad. El estudio de enfermedades crónicas en población activa tiene especial interés ante de los cambios que se están produciendo en el mercado laboral, especialmente en España y en el conjunto de Europa, donde se está experimentando una creciente tasa de desempleo juvenil que retrasa la entrada al mercado laboral de los jóvenes²⁴, el incremento de la edad de jubilación² y los cambios en las condiciones laborales con un incremento de la flexibilidad laboral externa (cambios entre empresas)²⁵. En este sentido, un reciente estudio que también utiliza la MCVL, encuentra que las personas con una

categoría ocupacional manual y no cualificada, al igual que si tiene numerosos contratos temporales, presentan significativamente más APVLP debido a la IP (sin diagnósticos) que las personas con una categoría ocupacional no manual y cualificada, o con una trayectoria más estable²⁶.

Como principal limitación de este estudio hemos de señalar los criterios utilizados para imputar el diagnóstico de la IT al de la IP, pues son criterios *ad hoc* no validados. Sin embargo, consideramos que estos criterios son razonables y posiblemente conservadores. En todo caso, no pretendemos que sean utilizados rutinariamente, para lo que sí habría que validarlos, sino para realizar una primera aproximación a la carga de enfermedad por IP. Asimismo, es una limitación la falta de información sobre algún otro episodio de IT que se haya podido producir después del 2009, o antes, y con diferente diagnóstico y que podría tener relación con una IP iniciada en 2011 o 2012, por ejemplo. Sin embargo, es importante tener en cuenta que el 66% de las IP con diagnóstico imputado se produjeron en el período 2009-2010 y un menor porcentaje se reconocieron en el 2011 y 2012. Es importante recalcar que los 1.665 (35,1%) individuos con IP excluidos del análisis también representan una carga por enfermedad (23.777 APVLP), pero no se les pudo asignar diagnóstico por no cumplir los criterios estipulados y por falta de información sobre la causa de su IP.

Dado el evidente interés que tiene poder estimar los APVLP por IP, parece razonable que la MCVL incluyera el diagnóstico de la IP o al menos estuviera disponible para los investigadores, contribuyendo así a la evaluación de las políticas de salud y de seguridad social.

BIBLIOGRAFÍA

1. Fries JF. Aging, Natural Death, and the Compression of Morbidity. *N Engl J Med.* 1980;303:130-5

2. Sánchez SF. Un estudio en torno a la edad de jubilación. Madrid: Fundación Alternativas. 2011. Disponible en: <http://www.falternativas.org/en/estudios-de-progreso/documentos/documentos-de-trabajo/un-estudio-en-torno-a-la-edad-de-jubilacion>
3. OECD. *Sickness, Disability and Work: Breaking the Barriers: A Synthesis of Findings across OECD Countries*. Paris: OECD Publishing; 2010.
4. Castejón J, Benavides FG, Gimeno D, Company A, Fàbrega O, Funes J. Calidad del diagnóstico médico en la certificación de la incapacidad temporal por enfermedad común y accidente no laboral. *Aten Primaria*. 2006;37:142-7.
5. Ministerio de Empleo y Seguridad Social. *Incapacidad Permanente*. 2013. Disponible en: <http://www.seg-social.es/prdi00/groups/public/documents/binario/47093.pdf>
6. Ministerio de Empleo y Seguridad Social. *Incapacidad temporal*. 2013. Disponible en: <http://www.seg-social.es/prdi00/groups/public/documents/binario/47197.pdf>
7. Benavides FG, Durán X, Miguel Martínez J, Jódar P, Boix P, Amable M. Incidencia de incapacidad permanente en una cohorte de trabajadores afiliados a la Seguridad Social, 2004-2007. *Gac Sanit*. 2010;24:385-90.
8. Ministerio de Empleo y Seguridad Social. *Seguridad Social: Proyecto de presupuestos. Ejercicio 2014. Informe Económico Financiero*. Madrid: Ministerio de Empleo y Seguridad Social; 2014. p. 69-175. Disponible en: <http://www.seg-social.es/prdi00/groups/public/documents/binario/177768.pdf>
9. Duran X, Martínez JM, Benavides FG. Tendencia temporal de la incapacidad laboral permanente en España (1992-2010). *Rev Esp Salud Publica*. 2012;86:533-542.
10. Overland S, Glozier N, Henderson M, Maeland JG, Hotopf M, Mykletun A. Health status before, during and after disability pension award: the Hordaland Health Study (HUSK). *Occup Environ Med*. 2008;65:769-73.
11. López MA, Benavides FG, Alonso J, Espallargues M, Durán X, Martínez J. La utilidad del uso de datos administrativos en la investigación de salud pública: la Muestra Continua de Vidas Laborales. *Gac Sanit*. 2014. Epub 2014 Mar 31.
12. Malo MA, Cueto B, García C, Pérez JI. *La Medición del Absentismo: Estimaciones desde la perspectiva de las empresas y de las vidas laborales*. 2012. Disponible en: <http://www.seg-social.es/prdi00/groups/public/documents/binario/174212.pdf>.
13. Lund T, Kivimäki M, Labriola M, Villadsen E, Christensen KB. Using administrative sickness absence data as a marker of future disability pension: the prospective DREAM study of Danish private sector employees. *Occup Environ Med*. 2008;65:28-31.
14. Virtanen M, Kivimäki M, Vahtera J, Elovainio M, Sund R, Virtanen P, et al. Sickness absence as a risk factor for job termination, unemployment, and disability pension among temporary and permanent employees. *Occup Environ Med*. 2006;63:212-7.
15. Oyeflaten I, Lie SA, Ihlebæk CM, Eriksen HR. Prognostic Factors for Return to Work, Sickness Benefits, and Transitions Between These States: A 4-year Follow-up After Work-Related Rehabilitation. *J Occup Rehabil*. 2013.
16. Gjesdal S, Bratberg E. The role of gender in long-term sickness absence and transition to permanent disability benefits. Results from a multiregister based, prospective study in Norway 1990-1995. *Eur J Public Health*. 2002;12:180-6.
17. Krokstad S, Johnsen R, Westin S. Social determinants of disability pension: a 10-year follow-up of 62 000 people in a Norwegian county population. *Int J Epidemiol*. 2002;31:1183-91.
18. Wallman T, Wedel H, Palmer E, Rosengren A, Johansson S, Eriksson H, et al. Sick-leave track record and other potential predictors of a disability pension. A population based study of 8,218 men and women followed for 16 years. *BMC Public Health*. 2009;9:104.
19. Mathers CD, Vos T, Lopez AD, Salomon J, Ezzati M (ed.) *National Burden of Disease Studies: A Practical Guide*. Edition 2.0. Global Program on Evidence for Health Policy. Geneva: World Health Organization; 2001.
20. *Global Burden of Disease | Institute for Health Metrics and Evaluation*. Disponible en: <http://www.healthmetricsandevaluation.org/gbd-visualizations/gbd-arrow-diagram>.
21. Alexanderson K, Kivimäki M, Ferrie JE, Westerglund H, Vahtera J, Singh-Manoux A, et al. Diagnosis-specific sick leave as a long-term predictor of disability pension: a 13-year follow-up of the GAZEL cohort study. *J Epidemiol Community Health*. 2012;66:155-9.
22. Kivimäki M, Ferrie JE, Hagberg J, Head J, Westerglund H, Vahtera J, et al. Diagnosis-specific sick leave as a risk marker for disability pension in a Swedish population. *J Epidemiol Community Health*. 2007;61:915-20.

23. Gènova-Maleras R, Álvarez-Martín E, Morant-Ginestar C, Fernández de Larrea-Baz N, Catalá-López F. Measuring the burden of disease and injury in Spain using disability-adjusted life years: an updated and policy-oriented overview. *Public Health*. 2012;126:1024-31.
24. Hurley J, Storrie D, Jungblut J. Shifts in the job structure in Europe during the Great Recession. *European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions*. Luxembourg: Publications Office of the European Union; 2011.p.17-40.
25. Oesch D, Rodriguez Menes J. Upgrading or polarization? Occupational change in Britain, Germany, Spain and Switzerland, 1990-2008. *Socio-Economic Rev*. 2010;9:503–531.
26. Duran X, Martínez JM, Benavides FG. Occupational factors associated with the potential years of working life lost due to a non-work related permanent disability. *Work*. 2013;45:305-9.

ORIGINAL

DERIVACIONES EN LOS CENTROS DE SALUD DE ANDALUCÍA SEGÚN EL SEXO DE PROFESIONALES Y PACIENTES. UN ANÁLISIS DE GÉNERO (*)

Ana Delgado (1), Lorena Saletti-Cuesta (1), Carmen Sánchez-Cantalejo (1), Begoña López-Hernández (2), Pilar Guijosa-Campos (2), Margarita Acosta-Ferrer (3), Juana Montoya-Vergel (4) y Natalia Gil-Garrido (5).

- (1) Escuela Andaluza de Salud Pública.
- (2) Distrito Sanitario Granada-Metropolitano.
- (3) Distrito Sanitario Almería.
- (4) Distrito Sanitario Poniente de Almería.
- (5) Centro de salud de Iznájar. Distrito Sanitario Córdoba Sur.

(*) Fondo de Investigación Sanitaria (Expediente PI10/00124).
Sin conflictos de intereses.

RESUMEN

Fundamentos: En atención primaria se han identificado diferencias de práctica según sexo del profesional y, simultáneamente, existen desigualdades de género en la asignación de recursos sanitarios, aspectos ambos que suscitan un interés creciente en la gestión y provisión de servicios de salud. El objetivo del estudio es conocer si existen diferencias de práctica en las derivaciones sanitarias realizadas por médicas y médicos de familia (MF) de centros de salud de Andalucía, si existen desigualdades en las derivaciones recibidas por hombres y mujeres, y si existe interacción sexo de profesional sexo de paciente.

Métodos: Estudio transversal y multicéntrico. Población: MF de 4 distritos sanitarios (DDSS). Muestra: 382 MF. Variables: tasa de derivaciones por visita (TDxV), tasa de derivaciones por cupo (TDxC), sexo de paciente; sexo, edad, y formación postgraduada en medicina familiar de MF, tamaño del cupo por sexo, media de visitas /paciente por sexo, edad media del cupo por sexo, y proporción de hombres en el cupo; centro de salud urbano/rural, tamaño del equipo, población adscrita y acreditación docente. Fuentes: bases de datos de los DDSS. Análisis estadístico: descriptivo. Bivariante y multivariante mediante análisis multinivel de la TDxV con modelo mixto de Poisson.

Resultados: En 2010 los/as 382 MF realizaron 129.161 derivaciones a especialistas. La TDxC fue 23,47 y la TDxV es 4,92. Las TDxC de las médicas fue 27,23 en mujeres y 19,78 en hombres y las de los médicos 27,37 en mujeres y 19,51 en hombres. La TDxV de las médicas fueron 4,92 en mujeres y 5,48 en hombres y para los médicos 4,54 y 4,93 respectivamente.

Conclusiones: No existen diferencias en las derivaciones según sexo de MF, sin embargo, existen indicios de que las mujeres son menos derivadas. No existe interacción sexo profesional-sexo paciente.

Palabras clave: Derivación y consulta. Práctica profesional. Atención primaria de salud. Género y salud.

Correspondencia
Ana Delgado Sánchez
C/Alquería, 66
18010 Granada
ana.delgado.easp@juntadeandalucia.es

ABSTRACT

Referrals and Sex of Physicians and Patients. A Gender Analysis, Andalusia, Spain

Background: It has been identified differences of medical care practice in primary care related to physician's sex. Simultaneously, there are gender inequalities in the assignment of health resources. Both aspects give rise to an increasing growing interest in the management and provision of health services. Objectives: To examine the differences in the referral practice made by female and male primary care physicians working in health centers in Andalusia, to consider whether there are disparities in referrals received by men and women, and to examine the interaction between patient's sex and physician's sex.

Methods: Observational, cross-sectional, and multicenter study. Population: 4 health districts in Andalusia and their physicians. Sample: 382 physicians. Measurements: referral rate per visit (RV), referral rate per patient quota (RQ), patient's sex, physician: sex, age, postgraduate family medicine specialty, size of the patient quota by sex, mean number of patients/day by sex, mean age of the patient quota by sex, and proportion of men in the quota. Health center: urban / rural, size of the team, enrolled population, and postgraduate family medicine specialty's accreditation. Sources: databases of health districts. Period of study: 2010. Analysis: Bivariate and multivariate multilevel analysis of the referral rate per visit with mixed Poisson model.

Results: In 2010 382 physicians made 129,161 referrals to specialized care. The RQ was 23.47 and the RV was 4.92. The RQ in women and men was 27.23 and 19.78 for women physicians, being 27.37 and 19.51 for male physicians. The RV in women and men was 4.92 and 5.48 for women physicians, being 4.54 and 4.93 for male physicians.

Conclusion: There are no differences in referral according to physician's sex. However, there are signs that might indicate the existence of gender inequality, and women patient received less referrals. There are no physician-patient's sex interaction.

Keyword: Referral and Consultation. Professional practice. Primary health care. Gender and Health

INTRODUCCIÓN

La derivación es un proceso de relación formal entre profesionales de distintos niveles asistenciales para la atención de un paciente^{1,2}. En los países como España, donde médicos y médicas de familia tienen la función de filtro (*gatekeeper*), los pacientes no pueden acceder directamente al nivel hospitalario, son estos profesionales quienes identifican la necesidad de la derivación y la autorizan, decidiendo así sobre la asignación de recursos sanitarios que satisfagan las demandas de pacientes^{1,3}. La información sobre las derivaciones entre niveles permite a gestores y profesionales sanitarios identificar las variables que influyen en el proceso, anticipar la demanda de servicios y mejorar la equidad en la distribución de los recursos sanitarios².

En la tasa de derivaciones existe variabilidad que viene explicada por características del sistema sanitario, de profesionales y de pacientes, aunque los resultados de los estudios son dispares. En España y en otros países la tasa de derivaciones se asocia al hábitat urbano/rural por su relación con la accesibilidad geográfica al nivel especializado^{4,5} y la formación o a la edad del profesional^{1,2,5-7}.

Las diferencias de práctica clínica según género, relacionadas sobre todo con el estilo de comunicación durante la consulta, son bien conocidas^{8,9} pero en el caso de las derivaciones los resultados son poco consistentes. Según unos estudios las médicas derivan más que los médicos^{2,4} y según otros no existen diferencias¹⁰.

Desde el punto de vista de pacientes se ha observado que el factor más determinante de la derivación es la morbilidad^{1,11,12}. También su sexo afecta a la tasa de derivaciones, siendo, según unos estudios más derivadas las mujeres^{2,13}, según otros los hombres^{10,14} y, por último, hay hallazgos que no muestran diferencias entre ambos^{5,7,11}. Se sabe

que las desigualdades de género en la asistencia sanitaria, o sesgos de género, afectan a numerosas situaciones clínicas^{15,16}, siendo la más conocida la enfermedad coronaria¹⁷. Los sesgos de género más estudiados hasta la fecha señalan situaciones de desventaja para las mujeres, pero existen resultados sobre sesgos que afectan a los hombres, por ejemplo en el caso de la migraña¹⁸. Todo ello produce inequidad en la prestación de cuidados de salud.

Los objetivos de este estudio son: a) conocer si existen diferencias de práctica en las derivaciones hospitalarias realizadas por médicas y médicos de familia que trabajan en centros de salud de Andalucía, b) conocer si existen desigualdades de género en las derivaciones realizadas a hombres y mujeres que consultan en los mismos centros de salud y c) conocer si existe interacción sexo de profesional-sexo de paciente.

MATERIAL Y MÉTODOS

Diseño. Realizamos un estudio transversal y multicéntrico. La población de referencia fueron 708 profesionales de medicina de familia (MF) de 58 centros de salud (CS) de 4 Distritos Sanitarios (DDSS) de Andalucía. Los CS se clasificaron según la isocrona al hospital de referencia (≤ 20 minutos o > 20 minutos). El criterio de selección fue que se llevara trabajando como mínimo un año con el mismo cupo de pacientes. Cumplían el criterio 396 MF, se excluyó a 14 MF por problemas en el registro, quedando una muestra definitiva de 382 MF.

Variables. La variable dependiente fue el número de primeras derivaciones, totales y por especialidad, excluyendo las de causa gineco-obstétrica y urológica, esta última por ser la patología urológica mayoritariamente de origen prostático. No se incluyeron las derivaciones para pruebas de imagen ni las revisiones. Las covariables fueron: sexo del/la paciente. De profesionales: sexo, edad, formación posgraduada en

medicina familiar y comunitaria (MIRMF), número de pacientes en el cupo en junio de 2010 desagregado por sexo, media de visitas /día en consulta a demanda durante el año 2010 para cada sexo, edad media de los hombres y de las mujeres en el cupo, y proporción de hombres en el cupo. De CS: hábitat urbano/rural, tamaño del equipo de atención primaria (enfermería, medicina de familia y pediatría), tamaño de la población adscrita y si tenía o no acreditación docente para formación MIRMF.

La información sobre derivaciones hospitalarias procedió de la base de datos MTI-CITAS de los DDSS, la cual no proporciona el motivo o diagnóstico que ocasiona la derivación. Así mismo los DDSS proporcionaron la población (MTI-BDU) y la información sobre profesionales Gestión y Archivo de datos de Usuario (GADU).

El período estudiado fue el año 2010. La recogida de datos se hizo entre enero de 2011 y julio de 2012.

Construimos dos variables dependientes para el análisis de las derivaciones al hospital: tasa de derivaciones ajustada por cupo (TDxC) y tasa de derivaciones ajustada por número de visitas o frecuentación (TDxV), y seleccionamos la TDxV como variable final, ya que la derivación se producía durante una visita y la probabilidad de que ocurriera guardaba relación con la frecuentación de cada persona, siendo la media de visitas/año 6,53 en mujeres y 4,25 en hombres.

Análisis estadístico. Descripción de todas las variables del estudio mediante medidas de resumen. Dada la estructura de la muestra en tres niveles, paciente, profesional y CS, los datos se analizaron con un modelo de efectos aleatorios cuyas componentes aleatorias eran CS y MF y cuya parte de efectos fijos correspondió a las covariables estudiadas, aplicándose el modelo al análisis bivariante y multivariante. Al incluir

covariables del CS que estaban fuertemente asociadas con su factor de efectos aleatorios, la varianza estimada del CS no fue diferente de cero significativamente, por lo que el nivel CS desaparecía quedando un modelo con solo dos niveles.

Para el análisis multinivel de las TDxV se ajustó un modelo mixto de Poisson para la variable dependiente “número de derivaciones” y exposición “número de citas, con el objetivo de modelizar derivaciones por cita. El método utilizado fue el de máxima verosimilitud restringida y los resultados obtenidos para la medida natural del modelo fueron la razón de tasas de incidencia (IRR) y sus intervalos de confianza al 95%. El modelo ajustado se hizo con todas las variables estudiadas con el fin de controlar por su conjunto. Se obtuvo el IRR para medir el efecto del MF como factor de efectos aleatorios, medida que comparaba las tasas de incidencias entre el MF que más derivaba y el que menos. La interacción sexo profesional-sexo paciente se ajustó en todos los modelos y se hizo un análisis a posteriori de las cuatro díadas de interés para obtener todas las comparaciones posibles.

Los programas empleados fueron Stata 12.1 y xtmepoisson.

RESULTADOS

Durante el año 2010 se realizaron 129.161 derivaciones a hospitales por 382 MF que trabajaban en 58 CS de los 4 DDSS estudiados.

Las [tablas 1 y 2](#) contienen las características de la muestra, destacando que 156 (41%) eran médicas, 24 (41%) CS estaban a más de 20 minutos de su hospital de referencia, las mujeres hacían casi 2 visitas/año más que los hombres, la tasa de derivaciones ajustada por cupo fue 23,47, y ajustada por visita 4,92. En las mujeres fue mayor que en hombres la TDxC (27,31 vs 19,62) y menor la TDxV (4,69 vs 5,15).

Tabla 1
Descriptiva de las características cualitativas de las variables estudiadas

	Categoría	N	Porcentaje
Centro de Salud (n=58)			
Acreditación docente para formación MIRMF	No	33	56,9
	Si	25	43,1
Ámbito	Rural	24	41,4
	Urbano	34	58,6
Profesional (n=382)			
Sexo	Mujer	156	40,8
	Hombre	226	59,2
Formación MIRMF	Si	134	35,1
	No	248	64,9
Trabaja en Centro de Salud acreditado para formación MIR	No	190	49,7
	Si	192	50,3
Distrito Sanitario	1	149	39
	2	53	13,9
	3	61	16
	4	119	31,2
Trabaja en ámbito	Rural	126	33
	Urbano	256	67

MIRMF: Formación postgraduada en Medicina Familiar y Comunitaria

Tabla 2
Descriptiva de las características cuantitativas de las variables estudiadas

	Media	Desviación típica
Centro de Salud (n=58)		
Población atendida	15.820,28	7.965,68
Tamaño del equipo	20,19	9,002
Profesional (n=382)		
Edad	53,87	5,37
Edad media cupo pacientes Hombres	43,46	3,54
Edad media cupo pacientes Mujeres	45,78	4,17
Tamaño del cupo de hombres	715,23	165,01
Tamaño del cupo de mujeres	736,13	152,39
Número de visitas de hombres	2.957,01	819,70
Número de visitas de mujeres	4.742,09	1.436,55
Media de visitas por hombre	4,25	1,25
Media de visitas por mujer	6,53	1,86
Tasa de derivaciones x 100 personas	23,47	8,18
Tasa de derivaciones por 100 hombres	19,62	5,89
Tasa de derivaciones por 100 mujeres	27,31	8,34
Tasa de derivaciones por 100 visitas	4,92	4,05
Tasa de derivaciones por 100 visitas en hombres	5,15	4,30
Tasa de derivaciones por 100 visitas en mujeres	4,69	3,78

Tabla 3
Comparación de las variables de estudio entre médicas y médicos

Variables cuantitativas	Médicas	Médicos	p
Edad	52,45	54,85	<0,001
Edad media cupo hombres	43,49	43,44	0,890
Edad media cupo mujeres	45,23	46,16	0,033
Tamaño del cupo	1.471,33	1.437,57	0,227
Tamaño del cupo de hombres	694,58	729,48	0,033
Tamaño del cupo de mujeres	776,75	708,09	<0,001
Número total de visitas	7.748,94	7.664,92	0,707
Número de visitas de hombres	2.846,92	3.032,52	0,030
Número de visitas de mujeres	4.902,03	4.632,39	0,072
Tasa de derivaciones x 100 personas	23,51	23,44	0,917
Tasa de derivaciones por 100 hombres	19,78	19,51	0,922
Tasa de derivaciones por 100 mujeres	27,23	27,37	0,946
Tasa de derivaciones por 100 visitas	5,20	4,73	0,666
Tasa de derivaciones por 100 visitas en hombres	5,48	4,93	0,514
Tasa de derivaciones por 100 visitas en mujeres	4,92	4,54	0,530
Variables cualitativas	Médicas	Médicos	p
Trabajan en Centro de salud urbano	66,7%	67,3%	0,900
Trabajan en Centro de salud acreditado para formación MIRMF	51,3%	49,6%	0,74
Tienen formación MIRMF	34%	35,8%	0,71

MIRMF: Formación postgraduada en Medicina Familiar y Comunitaria

Tabla 4
Modelos Crudo y Ajustado para la tasa de derivaciones por visitas (TDxV)

Variables	Categorías	Media	Desviación típica	Modelo crudo			Modelo ajustado		
				IRR	IC	p	IRR	IC	p
Población asignada				1	1-1	0,791	1	1 1	0,317
Tamaño del equipo				1	1-1	0,932	1	0,99-1,01	0,758
Edad media MF				1	0,99-1,01	0,821	1	0,99-1,01	0,483
Edad media paciente				0,98	0,98-0,99	0,000	1,01	1,01-1,02	0,000
%de hombres en el cupo				1,01	1-1,01	0,155	0,99	0,98-1	0,075
Distrito sanitario	1	0,037	0,009	1			1		
	2	0,048	0,035	1,14	1,01-1,28	0,040	1,23	1,03-1,48	0,025
	3	0,051	0,015	1,37	1,22-1,54	0,000	1,66	1,43-1,94	0,000
	4	0,065	0,064	1,55	1,41-1,70	0,000	1,69	1,52-1,89	0,000
Acreditación IRMF	No	0,051	0,053	1,00			1		
	Sí	0,048	0,021	1,01	0,92-1,1	0,850	0,95	0,87-1,04	0,249
Hábitat	Rural	0,055	0,046	1			1		
	Urbano	0,046	0,020	0,93	0,85-1,02	0,119	1,08	0,95-1,21	0,243
Sexo paciente	Hombre	0,052	0,043						
	Mujer	0,047	0,038	0,91	0,90-0,92	0,000			
Sexo MF	Hombre	0,047	0,022	1					
	Mujer	0,052	0,057	1,02	0,93-1,11	0,666			
Días MF-paciente	Médico- Hombre	0,049	0,022	1			1		
	Médico- Mujer	0,045	0,023	0,91	0,90-0,93	0,000	0,88	0,86-0,90	0,000
	Médica- Hombre	0,055	0,062	1,03	0,94-1,13	0,515	0,99	0,91-1,08	0,871
	Médica- Mujer	0,049	0,052	0,95	0,85-1,02	0,108	0,87	0,80-0,95	0,002
Formación postgraduada Medicina de Familia	No	0,051	0,047	1,00			1		
	Sí	0,046	0,023	0,95	0,87-1,04	0,258	1,04	0,95-1,14	0,444

En la **tabla 3** destaca que las médicas eran más jóvenes (52,45 vs 54,85 $p < 0,001$) y tenían más mujeres en el cupo que los médicos (52,8% vs 49,3% $p < 0,001$). Tanto médicas como médicos tenían TDxC más elevadas en mujeres que en hombres (médicas 27,23 vs 19,78 y médicos 27,37 vs 19,51), sin embargo, en ambos casos, las TDxV eran inferiores en mujeres que en hombres (médicas 4,92 vs 5,48 y médicos 4,54 vs 4,93)

El mayor número de derivaciones se produjo a traumatología (18,33%), oftalmología (14,41%) y dermatología (13,27%), el resto de especialidades no alcanzaban el 8% del total.

En el modelo ajustado del análisis multinivel (**tabla 4**) se observó que por cada año que aumentaba la edad media de las personas del cupo crecía 1% la TDxV, los DDSS 2, 3 y 4 derivaron el 23%, 66% y 69%, respectivamente, más que el DDSS 1. Ser paciente mujer disminuyó la TDxV en 88% y en 87% al ser atendidas por médico y médica respectivamente, es decir, las mujeres eran derivadas 12% y 13% menos que los hombres.

Como factor de efectos aleatorios, la razón de tasas del MF fue de 1,43% indicando que la diferencia de tasas entre los MF que más y que menos derivaban era del 43%.

Las tasas de derivación para cada día en el estudio se presentan en la **tabla 5**, en la que se observa la ausencia de interacción sexo profesional-sexo paciente.

Tabla 5
Tasas de derivaciones por 100 visitas, ajustadas por las variables presentes en el modelo, según el sexo de profesional y el sexo de paciente

	Paciente hombre	Paciente mujer	p
Médico	4,61	4,21	0,000
Médica	4,78	4,31	0,000
p	0,871	0,872	

DISCUSIÓN

Médicas y médicos presentaron mayores TDxC en mujeres y mayores TDxV en hombres. No se observaron diferencias de género en la práctica de MF pero los hallazgos sugieren que podrían existir desigualdades de género, sin que exista interacción sexo profesional-sexo paciente.

La gran variabilidad de tasas de derivación en los estudios en parte se debe a la diferente definición utilizada⁷, lo que limita las comparaciones.

En nuestro medio la TDxV fue 4,9, es decir, similar^{10,19,20} o inferior a otros hallazgos^{4,6,7,12}. Se ha señalado que los/las MF resuelven en torno al 95% de los problemas de su consulta^{20,21} y se observa que los sistemas de salud basados en MF como *gatekeeper* presentan tasas de derivación similares^{22,23}. Parece que la intervención de especialistas se relaciona negativamente con la salud de la población²⁴ y, aunque no es posible establecer estándares sobre la tasa de derivación idónea, cuando es inferior al 5% muestra que las/los MF hacen su función de filtro de forma adecuada³.

En el análisis bivalente observamos que tanto médicas y médicos derivan más a mujeres cuando se ajusta por cupo, pero al ajustar por visitas ambos derivan más a los hombres.

El modelo de regresión identificó las variables asociadas a la TDxV. Como en otros estudios, las derivaciones no se asociaron a la formación del MF² aunque la formación postgrado incrementa las derivaciones según una revisión⁵ y según otros estudios las disminuye^{7, 22}. Se ha argumentado que los esfuerzos en la formación médica no han disminuido el número de derivaciones⁶ pero hay que considerar que los patrones de práctica son también sensibles a la influencia de los iguales y de los aspectos organizativos, pudiendo todo ello contribuir a la

ausencia de diferencias en las derivaciones. A diferencia de otros estudios^{2,7} la edad de MF no guarda relación con las derivaciones.

En los DDSS 2, 3 y 4 se produjeron mayores TDxV que en el DS 1, lo cual puede atribuirse, al menos en parte, a que las/os MF en este DDSS tienen mayor accesibilidad a pruebas diagnósticas, tanto en el propio CS como en la posibilidad de solicitarlas directamente. Este mayor acceso podría disminuir los riesgos para la salud de las personas que acuden a sus consultas³. Aunque según otros estudios la distancia al nivel especializado influye en la tasa de las derivaciones^{2,4,13,25,26}, no ocurre así en nuestro caso, en el que tampoco otras características del CS se asociaban a la tasa de derivaciones.

Nuestros objetivos estaban centrados en conocer la influencia del sexo de profesional y paciente en las derivaciones así como la existencia de interacción. El análisis multinivel mostró que el sexo de MF no influye. Otros estudios han encontrado tasas superiores de derivaciones en las médicas, tanto en España⁴ como fuera^{2,7, 22,26-28}. Como posibles causas se han esgrimido la menor tolerancia a la incertidumbre de las médicas^{4,22,26}, su mayor meticulosidad o menor autoconfianza² y su diferente estilo de práctica^{22,26}. Las diferencias de práctica entre MF según género^{8,9} se atribuyen, fundamentalmente, a las diferencias en la socialización debidas a la construcción de género, y han dado lugar a debates sobre el impacto que tendrán dada la feminización del ejercicio de la medicina²⁹. Puede ser que en Andalucía la formación y la organización del trabajo en atención primaria estén contribuyendo a homogeneizar la práctica de las derivaciones entre MF de ambos sexos.

En nuestro entorno había características profesionales, diferentes a las controladas en el modelo, que afectaban la variabilidad de las derivaciones, como expresa que el efecto de MF, tomado como factor de efec-

tos aleatorios, fuera del 43%, siendo esa la diferencia de tasas entre MF.

El análisis de las derivaciones por sexo del paciente mostró que, ajustando por tamaño del cupo, las mujeres fueron más derivadas que los hombres, pero al ajustar por visitas la tasa pasó a ser ligeramente superior en los hombres, resultados son sugerentes de posibles desigualdades de género.

En el análisis multinivel para la TDxV, además del incremento de las derivaciones asociado a la edad del paciente, coherente con hallazgos previos^{2,11,26,30}, observamos que las mujeres tienen menor probabilidad de ser derivadas que los hombres, concretamente del 88% y del 87% para médicos y médicas respectivamente. Numerosos estudios concuerdan con este resultado^{10,14,19,22,30} y, como ocurre en nuestro estudio, solo en las investigaciones que analizan las derivaciones por paciente -TDxC- se observan mayores tasas en las mujeres^{2,11,13,26}. También en Finlandia se observó que aunque se derivaban más mujeres la TDxV fue superior en los hombres, apoyando la idea de que el juicio médico es que los hombres consultan menos pero por motivos más serios²². Un estudio con derivaciones a otorrinolaringología mostró que ajustando por diagnóstico y comorbilidad las mujeres fueron menos derivadas a pesar de que consultaron más, concluyendo los autores que los/las MF pueden sesgar su práctica por considerar más graves los problemas que presentan los hombres³⁰. En el seguimiento de casi 130.000 pacientes para evaluar desigualdades sociales analizó las derivaciones por dolor de cadera, dispepsia y sangrado posmenopáusicos¹⁴, los resultados mostraron desigualdades por edad, estatus económico y género, ya que las mujeres fueron menos derivadas por dolor de cadera, lo que podría deberse, por un lado, a su mayor reticencia a operarse (por vivir con más frecuencia solas y/o ser responsables del cuidado familiar) y, por otro, a la existencia de sesgos en el sis-

tema sanitario que comporta menores cuidados secundarios para las mujeres¹⁴. También en población española mayor de 60 años se ha notificado desigualdad en el uso de servicios sanitarios tras ajustar por número de enfermedades crónicas y calidad de vida, resultando que las mujeres consultan a su MF igual que los varones pero son menos hospitalizadas³¹.

A pesar de que no conocemos cual sería la tasa de derivaciones adecuada, sí podemos decir que, globalmente, no hay razones para pensar que deba ser diferente según el sexo del paciente, pudiendo suponer el resultado encontrado un menor esfuerzo diagnóstico y/o terapéutico en las mujeres y, por tanto, la existencia de inequidad hacia ellas.

Considerando que en el estudio fueron excluidas las derivaciones a gineco-obstetricia, las especialidades a las que más se deriva coinciden o son muy similares a los hallazgos de estudios realizados en España^{6,12,32} y en otros países^{13,20}, mostrando cierto grado de homogeneidad y coherencia en la práctica de la medicina de familia.

Algunos estudios han encontrado asociación entre sexo de profesional y sexo de paciente en diferentes aspectos de la práctica^{28,33}, sin embargo en nuestro entorno el análisis de las derivaciones por díadas no arrojó esta conclusión, las mujeres fueron menos derivadas en igual medida por médicos y médicas.

La mayor limitación del estudio fue que, desafortunadamente, la base de datos sobre derivaciones que se utiliza en el Sistema Sanitario Público en Andalucía no ofrece información clínica sobre diagnóstico y comorbilidad, los cuales son los principales determinantes de la tasa de derivaciones^{1,11,24}. La ausencia sobre información clínica y sobre la preferencia del paciente impide afirmar que exista inequidad, aunque la menor tasa de derivaciones observada en las mujeres, utilizando una base

poblacional importante, sugiere la posible existencia de infrautilización de cuidados secundarios por parte de las mujeres, hecho conocido, si bien es un fenómeno que se deberá seguir investigando.

La principal ventaja del estudio fue que analiza las derivaciones durante un año registradas en una base de datos poblacional del sistema sanitario público en Andalucía, siendo el primero de esta magnitud en nuestro medio, lo que supone que los resultados tienen una elevada validez externa.

Sería pertinente desarrollar estudios que incorporen la información clínica. Así mismo, es necesario estudiar variables psicológicas de MF y pacientes⁵ ya que sabemos que existe una influencia recíproca entre MF y paciente, así la preferencia de los pacientes se relaciona con la conducta del MF³⁴ y la percepción del paciente está influida por la interacción con su MF¹⁴.

Podemos concluir que no existen diferencias de práctica entre médicos y médicas de familia en las derivaciones realizadas desde la atención primaria de Andalucía, aunque existen indicios de la existencia de desigualdades de género en esta prestación de cuidados por parte del sistema sanitario, siendo las mujeres menos derivadas.

BIBLIOGRAFÍA

1. Mehrotra A, Forrest C, Lin C. Dropping the baton: specialty referrals in the United States. *Milbank Q.* 2011; 89:39-68.
2. Chan B, Austin P. Patient, physician, and community factors affecting referrals to specialists in Ontario, Canada. *Med Care.* 2003; 41: 500-11.
3. Gervas J, García Olmos LM, Simó J, Peiró S, Seminario de Investigación 2007. Paradojas en la derivación de primaria a especializada. *Aten Primaria.* 2008; 40: 253-5.
4. García Olmos L, Abairra V, Gervas J, Otero A, Pérez Fernández M. Variability in GPs' referral rates in Spain. *Fam Pract.* 1995; 12: 159-62.

5. O'Donnell CA. Variation in GP referral rates: what can we learn from the literature? *Fam Pract.* 2000; 17:462-71.
6. Prado Prieto L, García Olmos L, Rodríguez Salvanes F, Otero Puime A. Evaluación de la demanda derivada en atención primaria. *Aten Primaria.* 2005; 35: 146-51.
7. Ringberg U, Fleten N, Deraas T, Hasvold T, Forde OH. High referral rates to secondary care by general practitioners in Norway are associated with GPs' gender and specialist qualifications in family medicine, a study of 4350 consultations. *BMC Health Serv Res.* 2013; 13: 147.
8. Roter D, Hall J. Physician gender and patient-centered communication: a critical review of empirical research. *Annu Rev Public Health.* 2004; 25: 497-519.
9. Delgado Sánchez A. El papel del género en la relación médico-paciente. *FMC.* 1999; 6: 509-516.
10. Forrest C, Nutting P, Von Schrader S, Rohde C, Starfield B. Primary care physician specialty referral decision making: patient, physician, and health care determinants. *Med Decis Making.* 2006; 26: 76-85.
11. Sullivan C, Omar R, Ambler G, Majeed A. Case-mix and variation in specialists referrals in general practice. *Br J Gen Pract.* 2005; 55: 529-33.
12. Sicras-Mainar A, Serrat-Tarrés J, Navarro-Artieda R, Llausi-Sellés R, Ruano-Ruano I, González-Ares JA. Adjusted clinical groups use as a measure of the referrals efficiency from primary care to specialized in Spain. *Eur J Public Health.* 2007; 17: 657-63.
13. Shadd J, Ryan B, Maddocks H, Thind A. Patterns of referral in a Canadian primary care Electronic health record database: retrospective cross-sectional analysis. *Inform Prim Care.* 2011; 19: 217-23.
14. McBride D, Hadroon S, Walters K, Gilmour S, Raine R. Explaining variation in referral from primary to secondary care: cohort study. *BMJ.* 2010; 341: e5267
15. Ruiz-Cantero MT. Sesgos de género en la atención sanitaria. 1ra ed. Granada: Escuela Andaluza de Salud Pública; 2009. 78 p.
16. Ruiz-Cantero MT, Ronda E, Alvarez-Dardet C. The importance of study design strategies in gender bias research: the case of respiratory disease management in primary care. *J Epidemiol Community Health.* 2007; 61: ii11-16.
17. Aguado-Romeo MJ, Márquez-Calderón S, Buzón-Barrera M. Diferencias entre mujeres y varones en el acceso a procedimientos cardiovasculares intervencionistas en los hospitales públicos de Andalucía. *Rev Esp Cardiol.* 2006. 59; 785-93.
18. Kempner J. Gendering the migraine market: do representations of illness matter? *Soc Sci Med.* 2006; 63: 1986-97.
19. Forrest C, Reid R. Prevalence of health problems and primary care physicians' speciality referral decisions. *J Fam Pract.* 2001; 50: 427-32.
20. Forrest C, Nutting P, Starfield B, Von Schrader S. Family physicians' referral decisions. Results from the ASPN Referral Study. *J Fam Pract.* 2002; 51: 215-22.
21. García Olmos L. La investigación sobre demanda derivada. *Semergen.* 2005; 31: 345-6.
22. Vehviläinen A, Kumpusalo E, Voutilainen S, Takala J. Does the doctors' professional experience reduce referral rates? Evidence from the Finnish referral study. *Scand J Prim Health Care.* 1996; 14: 13-20.
23. Forrest C. Primary care gatekeeping and referrals: effective filter or failed experience? *BMJ.* 2003; 326: 692-695.
24. Starfield B. La investigación en Atención Primaria. *Semergen.* 2003; 29: 7-16.
25. Iverson GD, Coleridge ST, Fulda KG, Licciardone JC. What factors influence a family physician's decision to refer a patient to a specialist? *Rural Remote Health.* 2005; 5:413.
26. Liddy C, Singh J, Kelly R, Dahrouge S, Taljaard M, Younger J. What is the impact of primary care model type on specialist referral rates? A cross-sectional study. *BMC Fam Pract.* 2014; 15:22.
27. Franks P, Williams G, Zwanziger J, Mooney C, Sorbero M. Why do physicians vary so widely in their referral rates? *J Gen Intern Med.* 2000; 15: 163-68.
28. Franks P, Bertakis K. Physician gender, patient gender, and primary care. *J Womens Health.* 2003; 12: 73-80.
29. Levinson W, Lurie N. When most doctors are women: what lies ahead? *Ann Intern Med.* 2004; 141: 471-4.
30. Cohen S, Kim J, Roy N, Courey M. Factors influencing referral of patients with voice disorders from primary to otolaryngology. *Laryngoscope.* 2014; 124: 214-20.

31. Redondo-Sendino A, Guallar-Castillón P, Ramón Banegas JR, Rodríguez-Artalejo F. Gender differences in the utilization of health-care services among the older adult population of Spain. *BMC Public Health*. 2006; 6: 155.
32. Rodríguez-Alcalá FJ, Chacón-Fuentes J, Esteban Tudela M, Valles Fernández N, López de Castro F, Sánchez Ramiro A. Motivos de interconsulta entre atención primaria y el segundo nivel. *Aten Primaria*. 2005; 36:137-43.
33. Boulis A, Long J. Gender differences in the practice of adult primary care physicians. *J Womens Health*. 2004; 13: 703-12.
34. Delgado A, López-Fernández LA, Luna JD, Saletti-Cuesta L, Gil N, Jiménez M. The role of expectations in preferences of patients for a female or male general practitioner. *Patient Educ Couns*. 2011;82:49-57.

ORIGINAL

PREVALENCIA DE TABAQUISMO DURANTE EL EMBARAZO Y FACTORES ASOCIADOS EN ANDALUCÍA, 2007-2012 (*)

Pedro M. Mateos-Vilchez (1), José Manuel Aranda-Regules (2), Gema Díaz-Alonso (3), Pilar Mesa-Cruz (3), Begoña Gil-Barcenilla (3), María Ramos-Monserrat (4), Patricia Moreno-Peral (5), Josefina Castro-Barea (3) y Juan de Dios Luna del Castillo (6).

(1) Unidad de Salud Mental Comunitaria de Marbella. Servicio Andaluz de Salud

(2) Centro de Salud San Andrés Torcal. Málaga. Servicio Andaluz de Salud

(3) Plan Integral de Tabaquismo de Andalucía. Consejería de Salud

(4) Registro del Cáncer de Mallorca (redIAPP). Consejería de Salud de las Islas Baleares

(5) Fundación FIMABIS. Unidad de Investigación del Distrito Sanitario Málaga (redIAPP, grupo SAM-SERAP). Servicio Andaluz de Salud

(6) Universidad de Granada.

(*) Proyecto financiado por la Consejería de Salud de la Junta de Andalucía: Subvenciones para la financiación de proyectos de investigación en Ciencias de la Salud en el ámbito de la Comunidad Autónoma de Andalucía según resolución de 27 de diciembre de 2004. Expediente 284/04.

RESUMEN

Fundamentos: El tabaquismo durante la gestación constituye el principal problema prevenible de salud perinatal. El objetivo es establecer la prevalencia de tabaquismo de las mujeres gestantes en distintos momentos del embarazo así como explorar factores asociados al mismo.

Métodos: Estudio transversal. La población diana fueron las mujeres cuyo control de embarazo se realizaba en centros de salud públicos. Muestra aleatoria representativa de 40 centros estratificados según número de embarazos. Participaron 1.813 mujeres seleccionadas en 3 muestras independientes (inicio y final del embarazo y posparto). La exposición se midió mediante cotinina en orina, autodeclaración y monóxido de carbono. Se registraron variables sociodemográficas, de tabaquismo y clínico-obstétricas. Se realizó una regresión logística para identificar los factores asociados al tabaquismo.

Resultados: La prevalencia media fue 21,6%, menor al final del embarazo (15,6%) y en el puerperio (16,7%) y mayor en el principio del embarazo (30,3%). Las mujeres fumadoras diarias pasaron del 56,3% antes del embarazo al 14% al final (autodeclaración). El 21,8% de los abandonos se produjo antes del embarazo y el 23,6% cuando las mujeres supieron que estaban embarazadas. La ocultación del consumo fue 19,6%. Fueron factores asociados ser joven (OR: 0,956; IC: 0,92-0,99), estar expuesta al tabaco en el hogar (OR: 3,48; IC: 2,6-4,7), consumo pregestacional alto (6-10 OR: 13,1 IC: 3-56,9; >10 OR: 25,1 IC: 5,8-109,6), mayor edad gestacional en la medición (al final OR: 0,5 IC: 0,4-0,8; posparto inmediato OR: 0,4 IC: 0,3-0,6) y menor nivel de estudios (sin estudios y primer grado comparadas con universitarias OR: 1,98; IC: 1,22-3,22).

Conclusiones: El perfil de la mujer gestante fumadora es el de una mujer joven con bajo nivel educativo, expuesta al humo de tabaco en el hogar y con alto consumo pregestacional.

Palabras clave: Mujer. Prevalencia. Tabaquismo. Cesación tabáquica. Embarazo. Cotinina.

Correspondencia

Pedro M. Mateos-Vilchez
Unidad de Salud Mental Comunitaria de Marbella
Centro de Salud Las Albarizas
Avda. Las Albarizas, s/n
29603 Marbella
pmateos@cop.es

ABSTRACT

Smoking Prevalence and Associated Factors During Pregnancy in Andalucía 2007-2012

Background: Smoking during pregnancy is the most important preventable perinatal health problem. The aim of this research is to determine smoking prevalence in pregnant women at different times of pregnancy in Andalucía, using biochemical validation methods and to explore factors associated with it.

Methods: Cross-sectional study. The study population was pregnant women followed in andalusian public health centers. A random sample of 40 health centers, stratified by number of pregnancies was collected, with 1813 pregnant enrolled in 3 independent samples (beginning and end of pregnancy, postpartum). The smoke exposure was measured by urinary cotinine, self-report and carbon monoxide in exhaled air. Control variables were socio-demographic, obstetric and related to smoking habit. A logistic regression was performed to explore factors associated with pregnancy smoking.

Results: The mean prevalence in the whole sample was 21.6%, which was lower at the end of pregnancy (15.6%) and postpartum (16.7%) than at the beginning (30.3%). Daily smokers fell from 56.3% before pregnancy to 14% at the end (according to selfreport). Most of the quitters gave up before pregnancy (21.8%) or when they noticed they were pregnant (23.6%). Deception rate was 19.6%, varying according to gestational age and the amount of tobacco consumed. Younger age (OR: 0.956, CI 0.92-0.99), be exposed to second hand smoke at home (OR: 3.48, CI 2.6 to 4.7), a higher level of consumption before pregnancy (6-10 OR 13.1 CI 3 to 56.9, >10 OR 25.1 CI 5.8 to 109.6), greater gestational age at measurement (end OR: 0.5 CI: 0.4-0.8; immediate postpartum OR 0.4 CI 0.3-0.6) and lower educational level (no education and first grade compared to university OR: 1.98, CI 1.22 to 3.22) were identified as factors associated.

Conclusion: Consumption variations with gestational age compel to indicate the time of measurement in prevalence studies. The profile of the pregnant smoker was being young, poorly educated, exposed to tobacco smoke at home and with a previous history of heavy smoking.

Keyword: Women. Prevalence. Smoking. Smoking cessation. Pregnancy. Cotinine.

INTRODUCCIÓN

Las consecuencias negativas de la exposición al humo del tabaco durante la gestación han sido ampliamente documentadas¹⁻⁴, constituyendo el principal problema prevenible de salud perinatal. Conocer la prevalencia de tabaquismo en las mujeres gestantes es clave a la hora de evaluar el impacto de las políticas destinadas a minimizar sus efectos.

En España fuma diariamente el 28,3% de las mujeres en edad fértil⁵, en tanto que en Andalucía se supera el 35%⁶. En lo relativo a las mujeres gestantes, diversas publicaciones europeas sitúan la prevalencia de tabaquismo en torno al 20%⁷⁻⁹. Los datos epidemiológicos de consumo gestacional de ámbito nacional muestran una gran variabilidad entre comunidades autónomas, oscilando entre el 19% y el 34 %¹⁰⁻¹⁶.

En cualquier caso, los estudios de prevalencia referidos a nuestro entorno son escasos y con algunos condicionantes metodológicos¹⁷. En su mayoría la evaluación del consumo se basó en la autodeclaración de la mujer gestante, lo que facilita la ocultación del hábito tabáquico y, por tanto, la infraestimación de la prevalencia real. Ello y la evidencia de consecuencias perniciosas de cualquier nivel de exposición ponen de manifiesto la necesidad de mediciones claras y objetivas de exposición al humo de tabaco con biomarcadores⁴. Entre estos destaca la cotinina, principal metabolito de la nicotina. La cotinina en sangre de cordón umbilical se considera como el *gold estándar* para detectar la exposición tanto activa como pasiva al humo de tabaco, en tanto que la cotinina en orina o saliva se ha empleado ampliamente en estudios poblacionales^{18,19}. Asimismo, los trabajos de prevalencia publicados se caracterizan por una gran disparidad en las tipologías de las poblaciones estudiadas con posibles sesgos de selección de las muestras, lo que dificultó

la generalización de sus conclusiones. Finalmente, el hábito de fumar durante el embarazo es un hecho esencialmente variable. El momento de la gestación, el abandono espontáneo del tabaco y las recaídas condicionan significativamente su prevalencia^{20,21}. Cualquier estudio tendrá que considerar estos fenómenos.

El objetivo de este trabajo es conocer la prevalencia del hábito tabáquico en las mujeres gestantes andaluzas en distintos momentos de su embarazo así como estudiar la incidencia del abandono espontáneo y de la recaída. Además, se pretende identificar los factores asociados con el mantenimiento del hábito de fumar durante la gestación.

MATERIAL Y MÉTODOS

Diseño. Estudio transversal en una muestra inicial de 2.400 mujeres atendidas en el programa de salud materno-infantil de los centros de salud públicos de Andalucía entre enero de 2007 y febrero de 2012. Las participantes fueron seleccionadas aleatoriamente. Los centros sanitarios se estratificaron según el número de nacimientos que registraron en el año previo al inicio del estudio. Las matronas captaron a las mujeres gestantes en tres momentos diferentes: durante el embarazo (antes de la semana 20 y entre las semanas 36-40) y en el posparto inmediato (3-4 semanas después del parto). A las mujeres participantes se les solicitó el correspondiente consentimiento informado para la participación y, en caso de aceptación, se cumplimentaba el cuestionario diseñado *ad hoc* al tiempo que se realizaba una cooximetría y se recogía una muestra de orina. El único criterio de inclusión que se tuvo en cuenta fue la edad gestacional, no hubo criterios de exclusión entre las mujeres que aceptaron participar. Las matronas recibieron entrenamiento específico para la cumplimentación del cuestionario. Los métodos y procedimien-

tos seguidos fueron previamente aprobados por el Comité de Ética de Andalucía.

VARIABLES DEL ESTUDIO. El cuestionario diseñado para la recogida de los datos fue consensado por un equipo interdisciplinario del Plan Integral de Tabaquismo de Andalucía y pilotado previamente. Las variables dependientes fueron el número de cigarrillos fumados a diario declarados en la entrevista, el nivel de monóxido de carbono (CO) en aire exhalado obtenido con el Smokerlyzer EC-50, modelo Micro Smokerlyzer© portátil, distribuido por Bedfont Technical Instruments (puntos de corte 2 y 9 partes por millón –ppm- para la definición de tabaquismo activo) y la cotinina en orina (expresada en ng/ml). Esta medida se obtuvo con el método de inmunoensayo competitivo quimioluminiscente en fase sólida. Las cifras del laboratorio para la clasificación de las mujeres respecto al hábito tabáquico fueron: no fumadoras cuando la cotinina en orina fue <20 ng/ml, fumadoras pasivas u ocasionales cuando el resultado fue igual a 20-125 ng/ml, fumadoras moderadas si la cotinina en orina estaba entre 125-500 ng/ml y fumadoras severas cuando la cotinina urinaria era >500 ng/ml²².

Las variables de control recogidas estuvieron relacionadas con las características sociodemográficas (edad, nacionalidad, estudios y actividad laboral y clase social²³), con las características clínico-obstétricas (fecha de la última regla, edad gestacional, paridad, tipo de lactancia y planificación del embarazo: buscado o no buscado) y con las del hábito tabáquico pregestacional (número de cigarrillos, nicotina y duración del hábito), en el caso de abandono espontáneo se tuvo en cuenta la edad gestacional en la que se produjo y se registró información sobre la exposición al humo de tabaco ambiental durante la gestación.

Análisis estadístico. Se efectuó un estudio descriptivo de las variables dependientes para explorar la prevalencia de los distintos tipos de exposición al tabaco (no exposición, exposición pasiva o fumadora ocasional, exposición activa moderada, exposición severa) en cada uno de los tres momentos de la medición y se calcularon los intervalos de confianza al 95%. El patrón oro se obtuvo mediante la determinación de cotinina en orina, considerándose fumadora activa a la mujer gestante con un valor de cotinina superior a 125 ng/ml. La ocultación del consumo se puso de manifiesto al comparar la autodeclaración con las cifras de cotinina. Por otra parte, las recaídas se obtuvieron analizando el consumo en el momento de la entrevista en el grupo de gestantes fumadoras que previamente habían dejado de fumar. La asociación de los diferentes factores previos al embarazo y el consumo se exploró mediante el test chi² o el test exacto de Fisher cuando fue preciso.

Se realizó un análisis de regresión logística para obtener los modelos univariante y multivariante con la variable tabaquismo definida por determinaciones de cotinina en orina superior a 125ng/ml, mediante el método por pasos hacia adelante con criterio de entrada $p < 0,05$ calculando odds ratios (OR) y sus respectivos intervalos de confianza al 95%. Estos análisis se realizaron tras la imputación múltiple de los datos faltantes tanto en las covariables a estudiar como en la variable de respuesta, empleando el método de las ecuaciones encadenadas utilizando el programa ICE24 del paquete STATA. Se imputaron 50 bases de datos²⁵, obteniéndose los estimadores combinados por el método de Rubin²⁶. La razón por la que se realizó la imputación múltiple fue que en este tipo de estudios son muy frecuentes los datos faltantes, posiblemente no debidos al azar, lo que podría sesgar los resultados al tiempo que se perdería un volumen significativo de información. El

programa utilizado para los análisis fue el SPSS (versión 15) y el STATA 11.1.

RESULTADOS

En la **tabla 1** se presentan los datos relativos a la captación de las mujeres según los estratos de centros de salud definidos por el número de partos anuales, y el momento de la gestación en el que se recogió la información. Se entrevistó a 1.813 mujeres. Debido a la complejidad práctica del proceso de recogida de los biomarcadores, que requería en el caso de la cotinina que cada gestante aportase una muestra de orina para su posterior manipulación, tratamiento, almacenamiento y transporte y, en el caso del CO, disponer en cada entrevista del dispositivo medidor correspondiente, no pudo completarse en la totalidad de las mujeres participantes. Se obtuvieron 1.588 muestras de orina válidas para la determinación de cotinina y 1.751 cooximetrías. Solo 2 mujeres rehusaron participar en el estudio. Las características de las participantes aparecen en la **tabla 2**.

Tabla 1
Número de mujeres participantes esperadas y reales según estratos y momentos de la entrevista

	n obtenidos	ns esperadas	%
Estratos de centros de salud (CS)			
CS con <116 partos/año	131	180	73
CS con 117-199 partos/año	139	360	39
CS con 200-316 partos/año	558	600	93
CS con >316 partos/año	985	1260	78
Total	1.813	2.400	76
Momento de la gestación en que se realizó la entrevista			
Inicio	694	800	87
Preparto	593	800	74
Posparto	524	800	66
Total	1.811	2400	75

La prevalencia de tabaquismo en cada uno de los 3 momentos establecidos en el estudio puede consultarse en la **tabla 3**. Se muestra sin la imputación de los datos faltantes con el fin de que se observen los datos originales, pese a la pérdida de información que supone. Tomando la cotinina como patrón oro, la prevalencia de tabaquismo fue de 21,6%, cifra similar a la derivada de la autodeclaración de consumo (20,3%). Cuando el método de validación fue el CO en aire espirado, las cifras se alejaron mucho en cualquiera de los dos puntos de corte (>2: 78,6% ó >9: 7,4%). Según las cifras de cotinina se comprobó que la prevalencia de exposición al tabaco fue menor al final de la gestación (25%) que al inicio (41,8%), tanto para el tabaquismo pasivo (de 11,5 a 9,4%) como para el activo (de 30,3 a 15,6%) especialmente en las mujeres con tabaquismo severo (de 21,3 a 9,2%).

Con respecto a los abandonos espontáneos del hábito de fumar y a las recaídas, las mujeres gestantes dejaron de fumar fundamentalmente cuando supieron que estaban embarazadas (23,6%) y durante la preparación del embarazo (21,8%). Las recaídas fueron excepcionales (5 de 703, 2 en el primer trimestre y 3 en el tercero).

La ocultación del consumo se cifró en el 19,6% y fue más frecuente al final del embarazo (27,5%) que al inicio (15,8%) y en el posparto inmediato (20,5%) así como en las mujeres con tabaquismo moderado (27,8%) respecto a las que tenían tabaquismo severo (15,8%).

En la **tabla 4** se muestran los resultados del análisis bivalente para conocer los factores asociados al consumo de tabaco durante la gestación. Se observaron gradientes por nivel de instrucción (10,7% en universitarias respecto a 39,5% en mujeres sin estudios o con estudios primarios), clase social (9,3% en clase social alta respec-

Tabla 2
Características de las mujeres gestantes incluidas en el estudio (n=1.813)

Variables sociodemográficas		n	%
Edad	Menor de 25	327	18
	25-35	1206	66,5
	Mayor de 35	280	15,4
Nivel de estudios (n=1.780)	Sin estudios y primer grado	310	17,4
	Segundo grado primer ciclo	560	31,5
	Segundo grado, segundo ciclo	486	27,3
	Universitarios	424	23,8
Clase social (n=1.724)	I	15	0,9
	II	244	14,2
	III	1237	71,8
	IV	228	13,2
País de origen (n=1.804)	España	1614	89,5
	Otros	190	10,5
Hábitat (n=1.813)	Rural	270	14,9
	Urbano	1543	85,1
Estrato (partos anuales) (n=1.813)	I (<116)	131	7,2
	II (117-199)	139	7,7
	III (200-316)	558	30,8
	IV (>316)	985	54,3
Variables relacionadas con la gestación			
Paridad (n=1.768)	Primigestas	1053	59,6
	Menos de 3	676	38,2
	Más de 3	39	2,2
Embarazo planificado (n=1.778)	no	367	20,6
	si	1411	79,4
Edad gestacional en el momento de la medición (n=1.811)	Hasta la semana 20	694	38,3
	21-42	593	32,7
	Posparto inmediato	524	28,9
Expectativas del tipo de lactancia (n=1.052)	Lactancia natural	1017	96,7
	Lactancia artificial	31	2,9
	Lactancia mixta	4	0,4
Tipo de lactancia (n=445)	Lactancia natural	328	73,7
	Lactancia artificial	64	14,4
	Lactancia mixta	53	11,9
Variables relacionadas con el consumo de tabaco			
Exposición laboral al humo de tabaco (n=1.776)	no	1434	80,7
	si	342	19,3
Exposición hogar al humo de tabaco (n=1777)	no	1186	66,7
	si	591	33,3
Exposición ocio al humo de tabaco (n=1.776)	no	731	41,2
	si	1045	58,8
Declaración de consumo de tabaco previo a la gestación (n=1.626)	No fumadora	712	43,8
	1-9	359	22,1
	10-19	267	16,4
	>19	288	17,7
Declaración del tiempo previo a la gestación fumando (n=1.603)	No fumadora	711	44,4
	Menos de dos años	112	7
	Más de 2 hasta 5	124	7,7
	Más de 5 hasta 10	289	18
	Más de 10	367	22,9

Tabla 3
Prevalencia de tabaquismo durante el embarazo en los distintos momentos de medición según autodeclaración, cooximetría y cotinina en orina

Autodeclaración	Antes del embarazo		Al principio del embarazo		Al final del embarazo		En el puerperio		Total	
	N	% (IC)	N	% (IC)	N	% (IC)	N	% (IC)	N	% (IC)
No fumadora	710	43,7(41,3-46,2)	484	70,1(66,5-73,4)	509	86(82,9-88,6)	444	85,2(81,8-88,1)	1439	79,7(77,7-81,5)
Total fumadoras diarias	914	56,3(53,8-58,7)	207	33,3(26,6-33,5)	83	14(11,4-17,1)	77	14,8(11,9-18,2)	367	20,3(18,5-22,3)
Fumadora 1-5	249	15,3(13,6-17,2)	116	16,8(14,1-19,8)	49	8,3(6,2-10,9)	34	6,5(4,6-9,1)	199	11(9,6-12,6)
Fumadora 6-10	253	15,6(13,9-17,5)	70	10,1(8-12,7)	22	3,7(2,4-5,7)	30	5,8(4-8,2)	122	6,8(5,7-8)
Fumadora >10	412	25,4(23,3-27,6)	21	3(1,9-4,7)	12	2(1,1-3,6)	13	2,5(1,4-4,3)	46	2,5(1,9-3,4)
Cooximetría										
Fumadora (>2)			547	81,8(78,6-84,6)	424	73,4(69,5-76,9)	404	78,6(76,7-83,8)	1357	78,6(75,5-79,5)
Fumadora (>9)			67	10,1(7,9-12,6)	27	4,7(3,2-6,8)	36	7,2(5,1-9,9)	130	7,4(6,3-8,8)
Cotinina										
No fumadora no expuesta(<20)			354	58,2(54,2-62,2)	384	75(71-78,6)	360	77,2(73,1-80,9)	1098	69,2(66,9-71,5)
Tabaquismo pasivo/ocasional (20-125)			70	11,5(9,1-14,4)	48	9,4(7,1-12,3)	28	6(4,1-8,7)	146	9,2(7,8-10,8)
Total fumadoras diarias			184	30,3(26,7-34,1)	80	15,6(12,6-19,1)	78	16,7(13,5-20,5)	342	21,6(19,6-23,7)
Fumadora moderada (125-500)			55	9(6,9-11,7)	33	6,4(4,5-9)	20	4,3(2,7-6,7)	108	6,8(5,6-8,2)
Fumadora severa (>500)			129	21,3(18,1-24,7)	47	9,2(6,9-12,1)	58	12,5(9,7-15,9)	234	14,8(13,1-16,6)
Total de expuestas al humo de tabaco			254	41,8(37,8-45,8)	128	25(21,4-29)	106	22,8(19,1-26,9)	488	30,8(28,5-33,1)

Tabla 4
Variables relacionadas con el consumo de tabaco en el momento de la medición
(definición de tabaquismo activo por cotinina en orina superior a 125ng/ml)

Variables		Prevalencia		P
		n	%	
Embarazo planificado	No	90	26,9	0,001
	Si	229	18,7	
Exposición laboral al humo de tabaco	No	249	20	0,004
	Si	86	27,5	
Exposición hogar al humo de tabaco	No	131	12,6	0,000
	Si	204	39,2	
Exposición ocio al humo de tabaco	No	97	15,3	0,000
	Si	238	25,8	
Edad	Menor de 25	91	32,6	0,000
	25-35	202	18,9	
	Mayor de 35	49	20,2	
Edad gestacional en el momento de la medición	Hasta la semana 20	184	30,3	0,000
	21-42	80	15,6	
	Posparto inmediato	78	16,7	
País de origen	España	324	22,8	
	Otros	18	10,9	
Paridad	primigestas	179	19,4	
	<3 hijos	143	24,2	
	>3 hijos	11	33,3	
Nivel de estudios	Sin estudios y primer grado	101	39,5	
	Segundo grado primer ciclo	124	24,7	
	Segundo grado, Segundo ciclo	73	16,8	
	Universitarios	40	10,7	
Clase social	I	2	16,7	
	II	20	9,3	
	III	242	21,8	
	IV	61	30,7	
Declaración de consumo de tabaco previamente a la gestación	No fumadora	12	2	
	1-9	59	18,8	
	10-19	103	43,5	
	>19	162	63,5	
Declaración del tiempo fumando previamente a la gestación	No fumadora	12	2	
	Menos de dos años	14	14	
	Más de 2 hasta 5	41	36,9	
	Más de 5 hasta 10	97	38	
	Más de 10	156	47,3	
Expectativas de lactancia (submuestra de gestantes)	Lactancia natural	210	22,6	
	Lactancia artificial	10	35,7	
	Lactancia mixta	4	100	
Tipo de lactancia (submuestra posparto inmediato)	Lactancia natural	43	14,3	
	Lactancia artificial	18	30,5	
	Lactancia mixta	6	12	
Total mujeres fumadoras diarias		342	21,6	

Tabla 5

Modelos bruto y ajustado a través de regresión logística de la relación entre el consumo de tabaco activo en la gestación (cotinina en orina superior a 125ng/ml) y sus variables predictoras en una muestra de 1.813 mujeres gestantes tras imputación múltiple de los datos faltantes

		Modelo bruto		Modelo ajustado	
		OR	IC(95%)	OR	IC(95%)
Edad	---	0,943	0,922-0,964	0,956	0,925-0,989
Paridad	primigestas	1		1	
	multiparas	1,064	0,855-1,324	1,154	0,841-1,584
	Grandes múltiparas	1,431	0,732-2,799	1,584	0,565-4,437
Embarazo planificado	No	1		1	
	si	0,524	0,409-0,672	0,760	0,525-1,102
Pais de origen	España	1		1	
	Otro	1,441	0,999-2,079	0,755	0,453-1,257
Nivel de estudios	Universitarios	1		1	
	Segundo grado, Segundo ciclo	1,275	0,917-1,772	0,960	0,620-1,484
	Segundo grado primer ciclo	2,281	1,673-3,111	1,219	0,791-1,877
	Sin estudios y primer grado	4,261	3,017-6,020	1,978	1,217-3,215
Declaracion del tiempo fumando previo a la gestación (años)	No fumadora	1		1	
	Menos de dos años	5,479	3,281-9,150	0,645	0,147-2,825
	Más de 2 hasta 5	14,048	8,647-22,823	1,288	0,282-5,883
	Más de 5 hasta 10	13,065	8,875-19,232	0,950	0,222-4,059
	Más de 10	18,903	12,973-27,544	1,374	0,318 5,926
Exposición hogar al humo de tabaco	No	1		1	
	Si	5,638	4,485-7,087	3,479	2,569-4,711
Exposición laboral al humo de tabaco	No	1		1	
	Si	1,521	1,181-1,959	1,085	0,755-1,559
Exposición ocio al humo de tabaco	No	1		1	
	Si	2,023	1,608-2,545	1,163	0,845-1,601
Numero de cigarrillos consumidos diariamente previamente a la gestación	No Fumadora	1			
	1-5 cig.	4,384	2,811-6,836	3,339	0,785-14,199
	6-10 cig	15,526	10,394-23,193	13,075	3,006-56,878
	>10 cig.	35,395	23,986-52,232	25,133	5,762-109,620
Edad gestacional en el momento de la medición	Inicio del embarazo	1		1	
	Final del embarazo	0,454	0,354-0,584	0,538	0,378-0,764
	Postparto inmediato	0,414	0,319-0,538	0,402	0,283-0,571

to a 30,7% en clase baja), consumo previo (18,8% para las que fumaban <10 cigarrillos/día respecto al 63,5% en las que fumaban >19) y en el tiempo que llevaban fumando (14% para las que llevaban <2 años respecto al 47,3% para las que llevaban >10). Tras la imputación múltiple, los factores asociados con el tabaquismo ges-

tacional en el modelo multivariante fueron: ser más joven (OR: 0,956; IC: 0,92-0,99), estar expuesta al humo de tabaco en el hogar (OR: 3,48; IC: 2,57-4,71), mayor numero de cigarrillos consumidos diariamente antes de la gestación: de 6 a 10 (OR: 13,10; IC: 3,01-56,88) y más de 10 (OR: 25,13; IC: 5,76-109,62), mayor edad gesta-

cional en el momento de la medición: respecto al inicio del embarazo, al final (OR: 0,54; IC: 0,38-0,76) y posparto inmediato (OR: 0,40; IC: 0,28-0,57) y menor nivel de estudios (sin estudios y primer grado comparadas con las universitarias OR: 1,98; IC: 1,22-3,22) (tabla 5).

DISCUSIÓN

Los resultados muestran que un porcentaje significativo de las mujeres andaluzas sigue fumando durante su embarazo y puerperio. A nuestro juicio, lo más relevante es que se confirma que el consumo pregestacional es notoriamente superior al del primer trimestre y este es superior al de las últimas semanas de gestación y el puerperio inmediato, observación ya apuntada^{10,20}. Este descenso se relaciona con el fenómeno del abandono espontáneo^{20,21,27}. Lo expuesto muestra que una proporción elevada de mujeres deja de fumar por iniciativa propia mientras planifican el embarazo o cuando lo confirman. Estos datos son similares a los informados en otros trabajos desarrollados en áreas geográficas con predominio de cobertura sanitaria pública^{11,12,27}. Por otro lado, las recaídas son excepcionales, incluso durante el puerperio y suele producirse tras él, lo que podría estar relacionado con el estrés asociado al período postnatal²¹.

Se define un perfil diferencial de la mujer gestante fumadora: joven, española, de bajo nivel socioeconómico y de instrucción, expuesta al humo de tabaco en el hogar y con alto consumo pregestacional. El perfil que se dibuja en el presente estudio corrobora parcialmente lo señalado por otras investigaciones nacionales e internacionales^{7-9,20,21,27-29}. La identificación de una tipología de mujeres gestantes fumadoras permitirá diseñar estrategias de intervención más efectivas para la reducción del tabaquismo^{21,30}.

Con respecto a la validez de la autodeclaración se comprueba que, como sugieren estudios previos^{31,32}, la ocultación del consumo es más frecuente en las mujeres gestantes que en otros colectivos, en consecuencia sería esperable una infraestimación de la prevalencia en estudios basados solamente en la información verbal de la gestante. No podemos dejar de mencionar la influencia de factores sociales y de presión del entorno para interpretar esta tendencia a la ocultación²¹. En nuestro estudio, una de cada cinco mujeres, proporción similar a la recogida en la literatura³³. Diferentes autores han señalado la variabilidad del fenómeno con índices de ocultación de entre 11-26%, lo que en su opinión podría deberse al momento en el que se realiza la medición³³. La importancia cuantitativa de la ocultación del consumo obliga al uso de biomarcadores en estudios de prevalencia de tabaquismo en mujeres gestantes. Se hace referencia de nuevo al carácter variable y complejo del tabaquismo confirmado en nuestros resultados, de tal forma que la ocultación varía de manera ostensible según el momento y la cantidad de tabaco consumida. Estos datos tienen relevancia clínica, pues alertan al profesional sobre la importancia de intervenir con mujeres embarazadas que tienen bajo consumo y al final de la gestación.

En este estudio la cotinina urinaria se consideró patrón de referencia para establecer la exposición activa y pasiva al humo de tabaco, si bien es preciso reconocer que existen otras alternativas más sensibles en la distinción entre ambos niveles de exposición, como es el caso de la determinación de cotinina en sangre de cordón umbilical^{4,18}. En cualquier caso, nuestra elección se sustentó en la necesidad de disponer de un biomarcador no invasivo, aplicable a lo largo del proceso gestacional y durante el puerperio, váli-

do, fácilmente utilizable (recogida, almacenamiento y transporte) y económicamente viable para determinar la prevalencia de tabaquismo activo en las mujeres. Destaca su alta sensibilidad y especificidad, la escasa influencia de factores ambientales y una vida media de 12-18 horas³³. Tiene, no obstante, algunas limitaciones al aplicarla en población gestante: sólo detecta la exposición a la nicotina de los tres días anteriores, además, la metabolización de la nicotina y la eliminación de metabolitos se aceleran durante la gestación³⁴.

Las referencias disponibles sobre cotinina urinaria proponen un punto de corte próximo a 80 ng/ml³⁵. No obstante, Greaves³⁶ hace notar que los límites establecidos en la literatura dan lugar a una “zona gris” o de confusión en la que resulta difícil interpretar el estatus de fumadora, sobre todo en lo que se refiere a la exposición pasiva o al consumo esporádico. A la vista de los análisis y resultados obtenidos, un punto de corte >80 ng/ml es suficientemente sensible y específico para detectar un consumo activo, sin embargo resulta elevado para el consumo ligero u ocasional³⁷. Por ello, al categorizar a las mujeres gestantes por su nivel de consumo se optó por los intervalos propuestos en la prueba INMULITE 2000 Metabolito de nicotina²², aceptando la cifra de 125 ng/ml para la clasificación en fumadoras activas y 20 ng/ml para las no expuestas en una opción por la especificidad.

El CO en aire espirado fue otra alternativa para la validación bioquímica. Esta medida presenta importantes carencias y factores distorsionantes³⁸: vida media corta, efecto acumulado de otras exposiciones e influencia de otros factores (consumo previo, edad gestacional, momento del día de la medición y contaminación del entorno). Existen indicios de que la absorción y la eliminación varían en función del grado

de actividad física y la presencia de enfermedades pulmonares³⁹. Asimismo, no hay acuerdo en la literatura acerca de los valores de CO indicativos de tabaquismo activo. En un estudio previo se mostraba cómo el límite de 9 ppm sugerido en la bibliografía como adecuado para población general tenía en las mujeres gestantes idéntico valor predictivo que la autodeclaración³¹ y se proponía reducirlo hasta 2 ppm, corte que presentaba la máxima sensibilidad y especificidad. Nuestros datos descartan ambas opciones, ninguna arroja cifras de prevalencia aceptables. Se precisan estudios de validación para establecer el punto de corte más coste/efectivo del CO en nuestro entorno.

Hay que reseñar tres limitaciones fundamentales de esta investigación. La primera relativa al tamaño de la muestra. No se alcanzó, a pesar de haber ampliado el período de captación, más que el 76% del tamaño calculado. Ello ocasiona una pérdida significativa de potencia estadística. La razón fundamental se relacionó con cuestiones organizativas de la asistencia sanitaria, a causa de un concurso de traslados que motivó un cambio en los centros de destino de las matronas participantes. Es frecuente que los estudios de prevalencia sufran importantes pérdidas de datos, muchas mujeres gestantes se niegan a revelar información acerca de hábitos potencialmente nocivos o socialmente reprobados. Por ello fue imprescindible el método de imputación múltiple para ajustar los modelos explicativos, porque toma en consideración la incertidumbre adicional que supone la pérdida de datos.

Por otro lado, se añadió un posible sesgo de selección. Si se compara la muestra recogida con la estimada (tabla 1) se comprueba una infrarrepresentación del 2º estrato de centros de salud y de los momentos parto y posparto inmediato. Si bien la primera variable no se asocia

con el consumo de tabaco, lo que limitaría el sesgo, el momento de la medición sí se relaciona con él, de manera que es posible que la prevalencia esté sobreestimada. En cualquier caso, si se ponderan los distintos momentos en función del número de cuestionarios realizados, la prevalencia media pasaría del 21,6% a 20,9%, lo que representa un pequeño descenso y la sobreestimación no sería importante.

La tercera limitación se deriva de la ampliación del período de observación. Según la Encuesta Andaluza de Salud⁶, entre 2007 y 2011 el tabaquismo femenino se incrementó en 2 puntos porcentuales. En consecuencia, es probable que, considerando el período de observación, la prevalencia real en las mujeres gestantes andaluzas sea superior a la establecida en nuestro estudio. Otro factor a considerar en este período es la implementación de la legislación contra el consumo de tabaco a partir de 2005⁴⁰. Inicialmente contemplaba la limitación en el entorno laboral. La muestra empezó a captarse en 2007, de manera que las cifras de prevalencia se obtuvieron en el contexto de los efectos de la nueva ley. La posterior modificación, que amplió la prohibición de fumar a bares y restaurantes, entró en vigor en 2011 y tiene efectos fundamentalmente en la exposición pasiva a corto plazo, por lo que consideramos que no ha influido de manera significativa en las cifras de prevalencia de tabaquismo activo de la parte de la muestra obtenida a partir de 2011.

Por último, reconocer que la muestra obtenida no procedía de la población general, siendo representativa de las mujeres embarazadas captadas por el sistema sanitario público. Se incurre en un sesgo de selección por clase social -factor asociado al consumo de tabaco- y, en consecuencia, en una probable sobreestimación de la prevalencia de tabaquismo. En cualquier caso, es posible que este sesgo se

minimice en nuestra muestra porque la captación se realizaba en el programa de educación maternal de los centros públicos. En el sistema sanitario andaluz es habitual que la mayoría de las mujeres gestantes asistan a dicho programa, independientemente de que controlen su embarazo en el sistema sanitario público o en el privado.

Frente a estas carencias, se consignan las fortalezas del estudio relativas al elevado tamaño muestral y su grado de representatividad, a la visión dinámica del tabaquismo gestacional, que se constata de manera fiable, y a la utilización de la validación bioquímica mediante la medición de la cotinina en orina, que establece un patrón objetivo de exposición al humo de tabaco. Fortalezas que podrían sustentar futuros estudios de impacto acerca de las políticas públicas para el control del tabaquismo en la gestación.

Finalmente, señalar que, pese a los sesgos apuntados, las mujeres participantes representan con relativa fidelidad a la población gestante atendida en la red pública de atención sanitaria (80% en Andalucía) y que es precisamente este el grupo sobre el que las autoridades sanitarias implementan políticas de prevención y de incentivación del abandono del hábito tabáquico.

Las estimaciones de prevalencia del presente trabajo establecen la magnitud del problema a abordar. Los aproximadamente 90.000 partos anuales de Andalucía señalan el volumen de trabajo en los distintos momentos de la gestación: 50.670 fumadoras antes de la concepción, 27.270 al inicio del embarazo y 14.040 al final. Aunque el Plan Integral de Tabaquismo de Andalucía prioriza la atención a las mujeres gestantes fumadoras, el actual modelo organizativo, que las deriva a las unidades especializadas de apoyo, sólo consigue

atender a una pequeña parte (345 en el año 2012)⁴¹. Es evidente la necesidad de replantear la estrategia de las políticas públicas y, más específicamente, el actual modelo de servicios para afrontar el tabaquismo gestacional de una manera más efectiva. Un nuevo modelo que desarrolle estrategias adaptadas al perfil de las mujeres gestantes fumadoras de Andalucía y que considere los cursos de acción básicos para el tratamiento así como la prevención de recaídas en el posparto. Para ello es ineludible la participación de todos los profesionales sanitarios, incorporando a su labor cotidiana el diagnóstico y la atención al tabaquismo en todos los contactos con mujeres en edad fértil.

BIBLIOGRAFÍA

1. Di Franza JR, Lew RA. Effect of maternal cigarette smoking on pregnancy complications and sudden infant death syndrome. *J Fam Pract.* 1995; 40:385-94.
2. Department of Health and Human Services. Women and smoking: a report of the surgeon general. Rockville: US Department of Health and Human Services. Public Health Service. Office of Surgeon General; 2001.
3. Cnattingius S. The epidemiology of smoking during pregnancy: smoking prevalence, maternal characteristics and pregnancy outcomes. *Nicotine Tob Res.* 2004; 6: 125-40.
4. Pichini S, García-Algar O. Consumo de tabaco durante la gestación. *Med Clin (Barc).* 2014 Jan 18 (en prensa).
5. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Encuesta Nacional de Salud. 2011/12. [consultado el 16/06/2013]. Disponible en: <http://www.msc.es/estadEstudios/estadisticas/encuestaNacional/encuesta2011.htm>.
6. Consejería de Salud y Bienestar Social. Junta de Andalucía. Encuesta Andaluza de Salud 2011. Sevilla: Consejería de Salud y Bienestar Social; 2013.
7. Moussa, KM, Ostergren PO, Eek F. Are time-trends of smoking among pregnant immigrant women in Sweden determined by cultural or socioeconomic factors? *BMC Public Health.* 2010; 10:374.
8. Vardavas CI, Patelarou E, Chatzi L. Factors associated with active smoking, quitting and secondhand smoke exposure among pregnant women in Greece. *J Epidemiol.* 2010; 20:355-62.
9. Tappin DM, MacAskill S, Bauld L. Smoking prevalence and smoking cessation services for pregnant women in Scotland. *Subst Abuse Treat Prev Policy.* 2010; 5:1.
10. Aranda, JM. Índices de Riesgo Obstétrico para Andalucía [Tesis Doctoral]. Granada; Universidad de Granada; 1997.
11. Martínez-Frías ML, Rodríguez-Pinilla E, Bermejo E et al. Consumo de tabaco durante el embarazo en España: análisis por años, comunidades autónomas y características maternas. *Med Clin (Barc).* 2005; 124, 86-92.
12. Villalbí JR, Salvador J, Cano-Serral G et al. Maternal smoking, social class and outcomes of pregnancy. *Paediatr Perinat Epidemiol.* 2007; 21: 441-47.
13. Jiménez-Muro A, Samper MP, Marqueta A et al. Prevalencia de tabaquismo y exposición al humo ambiental de tabaco en las mujeres embarazadas: diferencias entre españolas e inmigrantes. *Gac Sanit.* 2011; 26(2):138-144
14. Iñiguez C, Ballester F, Amorós R. Active and passive smoking during pregnancy and ultrasound measures of fetal growth in a cohort of pregnant women. *J Epidemiol Community Health.* 2011.
15. Rojas-Villegas J, Soto-Campos JG, Peña-González P et al. Hábito tabáquico en embarazadas en el distrito Jerez Costa Noroeste. *Aten Primaria.* 2011. doi:10.1016/j.aprim.2010.09.008.
16. Puig C, Vall O, García-Algar O, Papaseit E et al. Assessment of prenatal exposure to tobacco smoke by cotinine in cord blood for the evaluation of smoking control policies in Spain. *BMC Pregnancy and Childbirth.* 2012; 12: 26.
17. Mateos PM, Aranda JM. Posibles sesgos metodológicos en estudios de prevalencia del hábito de fumar durante el embarazo en España. *Med Clin (Barc).* 2005; 125: 598.
18. García-Algar O, Puig, C, Pallas K et al. Umbilical cord blood cotinine and smoking during pregnancy. *J Perinatol.* 2012; 32: 156.
19. Llaquet H, Pichini S, Joya X et al. Biological matrices for the evaluation of exposure to environmental tobacco smoke during pregnancy life and childhood. *Anal Bioanal Chem.* 2010 Jan; 396 (1): 379-99.

20. Solomon LJ, Quinn VP. Spontaneous quitting: self-initiated smoking cessation in early pregnancy. *Nicotine Tob Res.* 2004; 6: 203-216.
21. DiClemente CC, Dolan-Mullen P, Windsor RA. The process of pregnancy smoking cessation: implications for interventions. *Tob Control*; 9: 16-21.
22. Dossier Técnico del método INMULITE 2000 Nicotine Metabolite (PIL2KNM-10 2006-12-29).
23. Instituto Nacional de Estadística. Clasificación Nacional de Ocupaciones 1994 (CON-94). Madrid: INE; 1994.
24. Royston P. Multiple imputation of missing values: update of ice. *Stata Journal* 2005; 5:527-36.
25. White IR, Royston P, Wood AM. Multiple imputation using chained equations: Issues and guidance for practice. *Statistics in Medicine* 2011; 30:377-99.
26. Little RJA, Rubin DB. *Statistical analysis with missing data.* 2nd edition. New York: Wiley; 2002.
27. Palma S, Pérez-Iglesias R, Pardo-Crespo R et al. Smoking among pregnant women in Cantabria (Spain): trend and determinants of smoking cessation. *BMC Public Health*, 2007; 7: 65.
28. Severson HH, Andrews JA, Lichtenstein E et al. Predictors of smoking during and after pregnancy: a survey of mothers of newborns, *Prev Med* 1995, 24:23-8.
29. Mohsin M, Bauman AE. Socio-demographic factors associated with smoking and smoking cessation among 426,344 pregnant women in New South Wales, Australia. *BMC Public Health* 2005, 5:138.
30. Mateos PM. Consumo de tabaco en mujeres gestantes: propuesta de un modelo de intervención psicológica en el Sistema Sanitario Público de Andalucía [Tesis Doctoral]. Málaga: Universidad de Málaga; 2009.
31. Aranda JM, Mateos PM, González A et al. Validez de distintas medidas de consumo de tabaco durante el embarazo: especificidad, sensibilidad y puntos de corte dónde y cuándo. *Rev Esp Salud Pública*, 2008; 82: 535-45.
32. Castellanos ME, Muñoz MI, Nebot M et al. Validez del consumo declarado de tabaco en el embarazo. *Aten Primaria*, 2000; 9: 629-32.
33. Russell T, Crawford M, Woodby L. Measurements for active cigarette smoke exposure in prevalence and cessation studies: why simple asking pregnant women isn't enough. *Nicotine Tob Res.* 2004; 6: 141-51.
34. Dempsey D, Jacob P, Benowitz N. Accelerated metabolism of nicotine and cotinine in pregnant smokers. *J Pharmacol Exp Ther.* 2002; 301: 594-98.
35. Higgins ST, Heil SH, Badger GJ et al. Biochemical verification of smoking status in pregnant and recently postpartum women. *Exp Clin Psychopharmacol.* 2007; 15:58-66.
36. Greaves R, Trotter L, Brennecke S et al. A simple high-pressure liquid chromatography cotinine assay: validation of smoking status in pregnant smokers. *Ann Clin Biochem.* 2000; 38: 333-38.
37. Stragierowicz J, MikoBajewska K, Zawadzka-Stolarz M et al. Estimation of cutoff values of cotinine in urine and saliva for pregnant women in Poland. *Bio-Med Res Int.* 2013; 2013: 1-11
38. Secker-Walker R, Vacek P, Flynn B et al. Exhaled carbon monoxide and urinary cotinine as measures of smoking in pregnancy. *Addict Behav.* 1997; 22: 671-84.
39. Benowitz R. The use of biologic fluid samples in assessing tobacco smoke consumption. En: Grabowski, Bell, editors. *Measurement in the analysis and treatment of smoking behaviour.* Rockville, MD: National Institute of Drug Abuse; 1983. p. 6-26.
40. Ley 28/2005 de 26 de Dic. de medidas sanitarias frente al tabaquismo y reguladora de la venta, el suministro, el consumo y la publicidad de los productos del tabaco. Ministerio de Sanidad y Consumo. 2005
41. Consejería de Salud y Bienestar Social. Secretaría General de Salud Pública, Inclusión Social y Calidad de Vida. Plan Integral de Tabaquismo de Andalucía. Balance diciembre 2012. Sevilla: Junta de Andalucía; 2013.

ORIGINAL

DIFERENCIAS EN EL NÚMERO DE CESÁREAS
EN LOS PARTOS QUE COMIENZAN ESPONTÁNEAMENTE Y EN LOS INDUCIDOS

Antonio Hernández Martínez (1), Ana Isabel Pascual Pedreño (1), Ana Belén Baño Garnés (1), María del Rocío Melero Jiménez (1) y Milagros Molina Alarcón (2).

(1) Hospital “Mancha-Centro”. Alcázar de San Juan. Ciudad Real.

(2) Facultad de Enfermería. Universidad de Castilla-La Mancha. Albacete.

Los autores declaran la ausencia de ningún tipo de conflicto de intereses.

RESUMEN

Fundamentos: La inducción del parto (IDP) puede estar asociada a mayores complicaciones para la mujer gestante. El objetivo de este trabajo fue determinar las diferencias en el número de cesáreas entre partos espontáneos y partos inducidos.

Métodos: Cohortes históricas sobre un total de 841 inducciones y 2.534 partos espontáneos realizados entre 2009 y 2011 en el Hospital “Mancha-Centro” de Alcázar de San Juan. Se empleó análisis multivariante por medio de regresión logística binaria para control de la confusión.

Resultados: La prevalencia de IDP fue del 22,9%, presentándose como indicaciones más frecuentes la rotura prematura de membranas (RPM) de más de 12 horas (22,7%) y diabetes mellitus mal controlada con un 22,5%. Se observó relación entre inducción y riesgo de cesárea tanto en mujeres nulíparas (OR= 2,68; Intervalo de confianza [IC] 95%: 2,15-3,34) como en multiparas (OR=2,10; [IC] 95%:1,72-2,57). La indicación con mayor riesgo de cesárea fue la gestación cronológicamente prolongada (GCP) (37,1%) seguida del registro cardiotográfico (RCTG) patológico (35,3%) y estados hipertensivos del embarazo (EHE) (4,0%). La IDP también se relacionó con la mayor duración de la dilatación (OR=6,00; IC 95%:4,02-8,95), empleo de epidural (OR=3,10; IC95%: 2,24-4,29) y necesidades de transfusión sanguínea (OR=3,33; IC 95%:1,70-9,67).

Conclusiones: La IDP es un factor de riesgo para una mayor duración de la dilatación, empleo de analgesia epidural, necesidad de transfusión sanguínea y de cesárea tanto en mujeres nulíparas como en multiparas, especialmente en las indicaciones de gestación cronológicamente prolongada, registro cardiotográfico patológico y estados hipertensivos del embarazo. No se encontró relación con la duración del periodo expulsivo, la práctica de episiotomía, desgarros, sangrado excesivo y rotura uterina.

Palabras clave: Inicio del trabajo de parto. Trabajo de parto inducido. Cesárea. Complicaciones del trabajo de parto.

ABSTRACT

Differences in Cesarean Sections
between Spontaneous and Induced
Labour

Background: The induction of labour (IOL) may be associated with complications for pregnant women. The aim was to assess the differences in the number of caesarean sections between spontaneous or induced labour.

Methods: Historical groups from 841 women with induced labour and 2,534 women with a spontaneous onset of labour over a three-year period (from 2009 to 2011). They were carried out in “Mancha Centro” Hospital (Alcázar de San Juan). It was used a multivariate analysis through binary logistic regression to control confounding variables.

Results: The prevalence of IOL was 22,9%. The most frequent indications were: Premature Rupture of Membranes (22,7%), bad-controlled Diabetes (22,5%). It was reported a relation between induced labour and caesarean section risk due to parity (nulliparous OR= 2,68, IC 95%: 2,15-3,34 and multiparous OR= 2,10, IC 95%: 1,72- 2,57). Postterm pregnancy (37,1%), pathological monitor (35,3%) and hypertensive diseases of pregnancy (34%) reported the highest risks of caesarean section. The IOL was related to other factors: a long-time length first-stage of labour (OR= 6,00; IC 95%: 4,02- 8,95), use of epidural analgesia (OR= 3,10; IC 95%: 2,24- 4,29) and blood transfusion needs (OR= 3,33; IC 95%: 1,70- 9,67).

Conclusion: Independently of parity, The IOL increases the risk to have a longer duration first-stage, use epidural analgesia, need a blood transfusion and have a caesarean section. This relation is stronger when induction is due to postterm pregnancy, pathological monitor or hypertensive diseases. No relation was found among induced labour and second-stage duration, episiotomy, perineal tears, excessive blood loss or uterine rupture.

Keyword: Labor onset. Labor induced. Caesarean section. Obstetric labor complications.

Correspondencia

Antonio Hernández Martínez

C/Gerona 25 Tomelloso

13700 Ciudad Real

Correo electrónico:antomatron@gmail.com

INTRODUCCIÓN

La inducción del parto (IDP) no es una técnica en sí misma sino un conjunto de procedimientos médicos o mecánicos (rotura de membranas, administración de prostaglandinas y oxitócicos, etc) que tiene por objeto iniciar el trabajo de parto en una mujer gestante antes del momento establecido fisiológicamente¹. La variabilidad con la que se emplea es alta, situándose en torno al 20% de todos los partos^{2,3}, si bien en países como Estados Unidos supera en la actualidad el 30%⁴. Además se observa una tendencia creciente en su empleo⁴⁻⁶.

Entre las indicaciones más frecuentes de IDP destacan las complicaciones médicas del embarazo (diabetes mellitus e hipertensión especialmente), rotura prematura de membranas (RPM), oligoamnios, gestación cronológicamente prolongada (GCP), etcétera. Sin embargo, también se contempla la posibilidad de inducción en ausencia de criterios médicos, lo que se conoce como inducción electiva. Esta indicación es poco relevante en la sanidad pública española, pero frecuente especialmente en el ámbito privado y en otros países⁸.

Uno de los inconvenientes de este tipo de parto, tanto en las indicaciones electivas como en las médicas, es el mayor riesgo de finalización por medio de cesárea. Estas mujeres reúnen por sí mismas características que las colocan en desventaja frente a las que inician su parto de forma espontánea^{6,8-13}. Suelen ser madres o fetos con patologías o con alta probabilidad de que su estado de salud se vea comprometido si el embarazo se deja evolucionar naturalmente y con unas condiciones cervicales de mayor inmadurez. Una vez controlado el resto de variables, a la IDP se le atribuye el 20% de todas las cesáreas⁹.

Además, la inducción del parto se asocia a otras complicaciones obstétricas como atonía uterina, mayor empleo de analgesia,

parto prolongado y laceraciones perineales^{2,11,12}. Se presenta, por tanto, una paradoja, pues se intenta, por un lado, desarrollar a nivel institucional estrategias para minimizar el número de cesáreas y otras complicaciones pero de forma paralela existe una mayor tendencia a inducir el parto¹, lo que puede implicar en un aumento en la morbilidad materna y en la tasa de cesárea.

El objetivo del estudio es determinar las diferencias en los resultados obstétricos entre los partos con un inicio espontáneo y los inducidos.

MATERIAL Y MÉTODOS

Diseño. Estudio de cohortes retrospectivo, observacional, analítico. Se realizó en el servicio de partos del Complejo Hospitalario “Mancha-Centro” de Alcázar de San Juan (Ciudad Real) durante los años 2009, 2010 y 2011.

La población de referencia fue el conjunto de mujeres gestantes que recibieron asistencia en el parto. Se excluyó a las mujeres con cesáreas programadas, cesáreas urgentes no evitables (presentaciones podálicas, transversas, de frente y denegación de parto vaginal por cesárea anterior) y a las mujeres con gestaciones gemelares y muerte fetal anteparto.

Los criterios médicos para IDP en nuestro centro durante el periodo de estudio fueron:

- GCP : inducción en la semana 41+5 en base a la datación de la ecografía del primer trimestre.

- Oligoamnios: definido como un índice de líquido amniótico menor de 5.

- Hidramnios: definido como un índice de líquido amniótico superior a 25.

- Diabetes pregestacional: Si los controles fueron buenos se finalizó a las 39 semanas de gestación y si fueron malos (más de

dos valores alterados en control semanal), se finalizó con más de 37 semanas, siempre que fue posible.

- Diabetes gestacional controlada con dieta: con buen control la IDP se hizo a las 41 semanas y con mal control a las 38.

- Diabetes gestacional en tratamiento con insulina: con buen control la IDP se hizo a las 39 semanas y con mal control a las 38.

- RPM de más de 12-24 horas de evolución.

- Líquido amniótico meconial tras amniorrexis espontánea o detectada por amnioscopia sistemática a partir de las 40 semanas.

- Estados hipertensivos del embarazo (EHE) con grave afectación materno-fetal o a partir de las 37 semanas en los casos de preeclampsia leve.

- Crecimiento intrauterino retardado (CIR): los tipo I (pequeños para edad gestacional con percentil <3 y doppler normal) y los tipo II (insuficiencia placentaria leve) se indujeron a las 37 semanas, los tipo III (insuficiencia placentaria severa) y en los tipo IV (hipoxia) y tipo V (signos de acidosis) se realizaron cesáreas programadas.

- Malos antecedentes obstétricos: cuando se produjo una muerte fetal anteparto en gestación anterior.

- La macrosomía y el hidramnios: aunque por sí solos no son criterio de inducción en nuestro centro, se detectaron como indicación en algunas ocasiones.

Para la elección del método de inducción se utilizó el índice de Bishop, escala de valoración de las condiciones cervicales con puntuaciones de 0 a 13 puntos:

- Si el índice de Bishop < 6: colocación de un dispositivo de liberación prolongada de dinoprostona 10 mgr intravaginal durante

12 horas seguido de amniorrexis artificial y administración de oxitocina.

- Si índice de Bishop ≥ 6 : amniorrexis e inducción oxitócica.

Los criterios médicos de finalización urgente de cesárea fueron los siguientes:

- El riesgo de pérdida de bienestar fetal (RPBF) que englobó: acidosis fetal en pH intraútero y/o ritmo sinusoidal y/o bradicardia mantenida (por encima de 5-7 minutos) que no tuviera relación con hipertonía uterina o taquisistolia. También se incorporó en este criterio los eventos centinela asociados a sufrimiento fetal, como la rotura uterina, el prolapso de cordón, rotura de vasa previa, desprendimiento prematuro de placenta normoinserta (DPPNI).

- El fracaso de inducción (FI), definido como aquella IDP que tras 12 horas de dinámica uterina activa (2-3 contracciones de más de 40 mmHg en 10 minutos) no se alcanzaron las condiciones establecidas de parto: cervix borrado, 2-3 cm de dilatación. En cesáreas anteriores el tiempo de espera fue de 9 horas.

- La no progresión del parto (NPP), definida como el parto en el que una vez establecidas las condiciones de trabajo activo transcurrieron más de 4 horas sin progresión de las condiciones obstétricas y la dilatación, con dinámica activa del parto y bolsa rota. En cesáreas anteriores se redujo a 3 horas.

- La desproporción pélvico-fetal (DPC) establecida por los siguientes criterios: en dilatación completa, dinámica activa y pujos activos y el punto guía de la presentación sin pasar del tercer plano. Según paridad, existencia de cesárea anterior y empleo de epidural se consideraron los siguientes tiempos: mujeres sin analgesia epidural: 1 hora en multíparas, 2 horas en nulíparas y 1 hora en cesárea anterior. En mujeres con

analgésia epidural: 2 horas en múltiparas, 3 horas en primíparas y 1 hora y media en cesárea anterior. También se consideró la indicación de DPC cuando existió la imposibilidad de extraer el feto por vía vaginal tras una prueba de parto (instrumental fallida).

Fuentes de información. La información se recogió de las historias clínicas de las mujeres gestantes incluidas en el estudio.

Variables. De resultado principal: parto cesárea (sí/no). Variables de resultado secundarias: indicación cesárea, empleo de analgesia epidural, sangrado excesivo (pérdida hemática >3,5 gramos de hemoglobina entre el inicio del parto y las primeras 48 horas postparto), rotura uterina, necesidad de transfusión, realización de histerectomía obstétrica, practica de episiotomía, desgarró perineal tipo III-IV, duración de la dilatación y duración del período expulsivo (ambos en minutos).

Variables independientes principales: inicio del parto (espontáneo/inducido) e indicación de inducción en parto iniciado.

Las variables de control fueron: edad materna, edad gestacional, cesárea anterior, paridad y peso del recién nacido.

Análisis estadístico. Se calcularon las frecuencias absolutas y relativas de las variables cualitativas y la media y su desviación estándar para las cuantitativas. Se realizó un análisis bivariable entre los factores de confusión con el inicio del parto (espontáneo/ inducido) empleando las pruebas de χ^2 para variables cualitativas y t de Student para las variables cuantitativas. Se desarrollaron diversos modelos multivariantes con regresión logística binaria para controlar el sesgo de confusión. Para el estudio de regresión logística se tuvo en cuenta la estrategia de modelización máxima, por la que la muestra debía tener 10 eventos (cesáreas) como

mínimo por cada variable a analizar. Se estimaron Odds Ratio (OR) con sus respectivos intervalos de confianza del 95%, empleando como categoría de referencia la opción más fisiológica o normal.

Para el análisis estadístico se utilizó el software PASW versión 19.0. (SPSS, Inc., Chicago, IL, USA).

Consideraciones éticas y legales. Se solicitó la aprobación de la comisión de investigación ético-clínica del centro, garantizando en todo momento la confidencialidad de las historias clínicas y su información.

RESULTADOS

La población de referencia estaba formada por 3.817 mujeres de las cuales se excluyeron 53 (1,38%) por gestación gemelar, 13 (0,34%) por muerte fetal anteparto, 307 (8,04%) por cesárea programada y 83 (2,17%) con indicación de cesárea programada pero realizadas de forma urgente, participando definitivamente 3.375 (88,4%). De estas 2.534 (75,1%) tuvieron un inicio de parto espontáneo y 841 (24,9%) inducido.

La principal causa de inducción fue la RPM con un 191 (22,7%), seguida por la diabetes (pregestacional y gestacional) mal controlada 189(22,5%) y el oligoamnios con un 136 (16,2%). En la **tabla 1** se presentan las indicaciones de inducción.

En el estudio de la relación entre el inicio del parto con las características obstétricas más importantes se observó que las mujeres con IDP presentaron con mayor frecuencia una edad igual o superior a 35 años (23,5% vs 19,3%), una edad gestacional inferior a 37 semanas (8,1% vs 4,5%) o igual o superior a 41 semanas (21,4% vs 12,1%) y nuliparidad (65,6% vs 50,3%). Por otro lado, no se observó relación estadísticamente significativa entre cesárea anterior y el inicio del parto (**tabla 2**).

Tabla 1
Tasa de indicaciones de inducción

Indicaciones de inducción	n	%
Rotura prematura de membranas >12 horas	191	22,7
Diabetes con malos controles	189	22,5
Oligoamnios	136	16,2
Embarazo cronológicamente prolongado	116	13,8
Líquido amniótico meconial	55	6,5
Estados hipertensivos del embarazo	47	5,6
Sospecha de crecimiento intrauterino restringido	37	4,4
Registro cardiotocográfico patológico	17	2,0
Interés fetal /malos antecedentes	13	1,5
Hidramnios	12	1,4
Colestasis	9	1,1
Metrorragia	5	0,6
Electiva	4	0,5
Macrosomía	4	0,5
Presentación inestable	3	0,4
Enfermedad materna	1	0,1
Fiebre anteparto	1	0,1
Missing	1	0,1
Total	841	100

Del total de 3.375 partos a estudio 2.617 (77,6%) fueron eutócicos, 222 (6,6%) instrumentales y 535 (15,9%) cesáreas. Los partos inducidos presentaron una OR de cesárea de 2,68 en el caso de mujeres nulíparas y de 2,10 para multiparas, frente a los partos espontáneos, tras ajustar por factores de confusión.

Asimismo en las mujeres con IDP se observó una OR de empleo de analgesia regional de 3,10 (IC95%: 2,24-4,29), una OR de duración de la dilatación mayor o igual a 12 horas de 6,00 (IC95%: 4,02-8,98) y una OR de necesidades de transfusión de 3,33 (IC95%: 1,7-9,67) con respecto a los partos espontáneos. No se encontró relación estadísticamente significativa con el resto de variables a estudio. (tablas 3 y 4).

En la tabla 5 se muestran los datos del riesgo de cesárea según indicación.

Sobre la relación entre el inicio del parto con las indicaciones de cesárea resultó que la indicación más frecuente fue el RPBF para ambos grupos, siendo para partos espontáneos del 53,9% (151) y para inducidos del 35,7% (86) (tabla 6).

Sobre el riesgo de cesárea en función del motivo de inducción se encontró que entre las indicaciones con más de 10 casos, la GCP fue la que presentó un riesgo de cesárea del 37,1% y una OR de 4,59 veces mayor que un inicio espontáneo (IC95%: 3,09-6,82), seguido del registro cardiotocográfico (RCTG) patológico con un 35,3% (OR: 4,25; IC95%: 1,56-11,59) y en tercer lugar los EHE con un 34,0% (OR: 4,03; IC95%: 2,17-7,53).

Tabla 2
Factores obstétricos y su relación con el inicio del parto

Variables	Inicio del parto		
	Espontaneo (n=2534)	Inducido (n=841)	p
Edad Materna			0,035
≤ 20 años	80 (3,2)	26 (3,1)	
25-35 años	1956 (77,5)	617 (73,5)	
≥ 35 años	487 (19,3)	197 (23,5)	
Total	2523 (100)	840 (100)	
Edad gestacional			<0,001
< 37	113 (4,5)	68 (8,1)	
37-41	2104 (83,4)	592 (70,5)	
≥ 41	305 (12,1)	180 (21,4)	
Total	2522 (100)	840 (100)	
Paridad			<0,001
Nulíparas	1250 (50,3)	549 (65,6)	
Multiparas	1233 (49,7)	288 (34,4)	
Total	2483 (100)	837 (100)	
Cesárea anterior			0,252
Si	2336 (94,0)	796 (95,1)	
No	148 (6,0)	41 (4,9)	
Total	2484 (100)	837 (100)	

Tabla 3
Riesgo de cesárea y su relación con el inicio del parto

Variables	Inicio del parto					
			Análisis Univariante		Análisis Multivariante	
	Espontáneo (n=2534)	Inducido (n=841)	OR (IC 95%) sin ajustar	Valor P	OR (IC 95%) ajustada	P
Modo de parto global ^a						
Vaginal	2246 (88,6)	594 (70,6)	1		1	
Cesárea urgente	288 (11,4)	247 (29,4)	3,24 (2,67-3,93)	<0,001	2,41 (1,96-,98)	<0,001
Total	2534 (100)	841(100)				
Modo parto. Nulíparas ^b						
Vaginal	1045 (83,6)	337 (61,4)	1		1	
Cesárea urgente	205 (16,4)	212 (38,6)	3,21 (2,55-4,03)	<0,001	2,68 (2,15-3,34)	<0,001
Total	1250 (100)	549 (100)				
Modo parto. Multióparas ^b						
Vaginal	1156 (93,8)	254 (88,2)	1		1	
Cesárea urgente	77 (6,2)	34 (11,8)	2,01 (1,31-3,08)	0,026	2,10 (1,72-2,57)	0,001
Total	1233 (100)	288 (100)				

^a Se ajustó por paridad, edad materna, edad gestacional, empleo de analgesia epidural, peso del recién nacido y cesárea anterior. [†] Se ajustó por edad materna, edad gestacional, empleo de analgesia epidural, peso del recién nacido y cesárea anterior.

Tabla 4
Resultados obstétricos y su relación con el inicio del parto

Variables	Inicio del parto					
			Análisis univariante		Análisis multivariante	
	Espontáneo (n=.2534)	Inducido (n=841)	OR (IC 95%) sin ajustar	p	OR (IC 95%) ajustada	p
Empleo epidural [*]				<0,001		<0,001
No	433 (17,3%)	47 (5,7%)	1		1	
Si	2072 (82,7%)	779 (94,3%)	3,46 (2,53-4,73)		3,10 (2,24-4,29)	
Duración dilatación [†]				<0,001		<0,001
<12 horas	2389 (91,9%)	734 (88,9%)	1		1	
≥12 horas	41 (1,7%)	92 (11,1%)	7,30 (5,01-10,65)		6,00 (4,02-8,95)	
Duración expulsivo [‡]				0,808		0,179
< 3 horas	2088 (91,9%)	564 (91,6%)	1		1	
≥ 3 horas	185 (8,1%)	52 (8,4%)	1,04 (0,75-1,44)		0,79 (0,56-1,11)	
Practica episiotomía [‡]				0,011		0,623
No	1387 (62,0%)	334 (56,3%)	1		1	
Si	849 (38,0%)	259 (43,7%)	1,26 (1,05-1,52)		1,05 (0,85-1,31)	
Desgarro tipo III-IV [‡]				1,000		0,753
No	2222 (99,4%)	590 (99,5%)	1		1	
Si	14 (0,6%)	3 (0,5%)	0,80 (0,23-2,82)		0,81 (0,23-2,95)	
Sangrado excesivo [‡]				0,742		0,646
< 3,5 gr/l Hb	2177 (92,1%)	724 (91,8%)	1		1	
≥ 3,5 gr/l Hb	186 (7,9%)	65 (8,2%)	1,05 (0,78-1,41)		0,93 (0,67-1,28)	
Transfusión [‡]				0,001		0,008
No	2525 (99,6%)	829 (98,6%)	1		1	
Si	9 (0,4%)	12 (1,4%)	4,06 (1,7-9,67)		3,33 (1,7-9,67)	
Rotura uterina [‡]				0,076		
No	2512 (99,6%)	839 (100%)				
Si	11 (0,4%)	0 (0,00%)				

^{*} Se ajustó por paridad, edad materna, edad gestacional, peso del recién nacido y cesárea anterior. [†] Se ajustó por paridad, edad materna, edad gestacional, peso del recién nacido, cesárea anterior y empleo de analgesia epidural. [‡] Se ajustó por paridad, edad materna, edad gestacional, peso del recién nacido, cesárea anterior, empleo de analgesia epidural y tipo de parto.

Tabla 5
Riesgo de cesárea según indicación de inducción

Indicaciones	Resultado del parto			
	Vaginal	Cesárea	OR (IC 95%)	p
RPM > 12 horas	136 (71,2%)	55 (28,8%)	3,15 (2,25-4,42)	<0,001
Diabetes	138 (73,0%)	51 (27,0%)	2,88 (2,04-4,06)	<0,001
Oligoamnios	102 (75,0%)	34 (25,0%)	2,60 (1,73-3,91)	<0,001
GCP	73 (62,9%)	43 (37,1%)	4,59 (3,09-6,82)	<0,001
LA meconial	37 (67,3%)	18 (32,7%)	3,79 (2,13-6,75)	<0,001
EHE	31 (66,0%)	16 (34,0%)	4,03 (2,17-7,45)	<0,001
SCIR	25 (67,6%)	12 (32,4%)	3,74 (1,86-7,53)	<0,001
Registro cardiográfico patológico	11 (64,7%)	6 (35,3%)	4,25 (1,56-11,59)	0,001
Interés fetal /malos antecedentes	10 (76,9%)	3 (23,1%)	2,33 (0,64-8,55)	0,186
Hidramnios	10 (83,3%)	2 (16,7%)	1,56 (0,34-7,15)	0,564
Total	573 (70,5%)	240 (29,5%)		

La OR se calculó en relación al inicio de parto espontáneo (tabla 3). El análisis solo se ha calculado para aquellas indicaciones con más de 10 casos.

Tabla 6
Indicación de cesárea e inicio del parto

Indicación de cesárea	Inicio del parto	
	Espontáneo	Inducido
Riesgo de pérdida de bienestar fetal (RPBF)	151 (53,9)	86 (35,7)
Desproporción pélvico-cefálica (DPC)	57 (20,4)	24 (10,0)
Fracaso de inducción (FI)	0 (0,0)	56 (23,2)
No progresión de parto (NPP)	72 (25,7)	75 (31,1)
Total	280 (100)	241 (100)

DISCUSIÓN

La prevalencia de la IDP en nuestro estudio presentó valores intermedios a los notificados por países latinoamericanos, con cifras que oscilan entre el 5 y el 20%² y países como Nueva Zelanda con un 29,1%⁵ y Estados Unidos, donde puede llegar al 40%^{14,15}. La única información disponible sobre esta práctica en España fue aportada por la Comunidad Valenciana en el año 2010 con un tasa del 31,7%¹⁶. A día de hoy se desconoce en el conjunto del Sistema Nacional de Salud Español el empleo de la IDP y sus implicaciones.

Respecto a las indicaciones hay que resaltar que nuestros resultados presentan discrepancias con los hallados en dos grandes estudios, el de Mealing et al.⁵ realizado en Australia, en el que la primera causa de inducción fue la GCP con un 33,4%, seguido de los EHE con un 13,0% y la RPM con un 11%, y el de Guerra et al.² realizado en 8 países latinoamericanos, donde la primera causa fue la inducción electiva seguida de la RPM y la GCP. En España se han realizado pocos trabajos sobre la inducción del parto presentándose la RPM¹⁷ y la GCP¹⁹ como las principales causas de inducción. Merece la pena destacar que indicaciones como el hidramnios y la macrosomía no son criterios de indicación de IDP del centro y sin embargo fueron empleados en algunas ocasiones. Entre los posibles motivos que puedan justificar estas diferencias tanto en la tasa global como por indicaciones se encuentran los diferentes protocolos de trabajo de cada centro y/o país, el peso de la medicina privada y la diferente presión legal a la que se ven sometidos los profesionales en cada ámbito.

En cuanto a las diferencias observadas entre las mujeres gestantes sometidas a

inducción de parto y las que tienen un inicio de parto fue espontáneo, encontramos que hay una mayor proporción de nulíparas, gestaciones pretérmino, gestaciones prolongadas y madres de mayor edad dentro del grupo de inducción, coincidiendo en este punto con otros trabajos^{2,5,6,11}. Esto pone de manifiesto que las gestaciones que requieren inducción parten, en general, en desventaja de cara a conseguir un parto eutócico. Todos estos factores están relacionados con un mayor grado de distocia^{8,20,21}, independientemente de las condiciones cervicales y la presencia de alguna situación patológica.

En lo que se refiere al empleo de analgesia regional, se observó una mayor utilización en el grupo de las mujeres con IDP, hecho compartido con otros autores^{2,11}, llegando a alcanzar en algún estudio una diferencia superior al 30%¹². Estas discrepancias pueden atribuirse a la distinta disponibilidad de recursos, protocolos de trabajo y demandas de las mujeres. En nuestro centro, uno de los motivos de mayor empleo se puede asociar a una mayor duración del periodo de dilatación en el grupo de IDP, siendo las dilataciones superiores a 12 horas de duración 6 veces más frecuentes en los partos inducidos. Estos resultados coinciden con el trabajo de Harper et al.²². Sin embargo, Cheng et al.²³ no encontraron diferencias en la duración de la dilatación, hecho que puede explicarse porque estos autores no contabilizaron el tiempo que transcurrió hasta que las inducciones entraron en fase activa de parto.

Respecto a la duración del periodo expulsivo no se encontraron diferencias con expulsivos de más de tres horas entre ambos grupos. Esta ausencia de relación se justifica porque lo complejo de la inducción es llegar a la fase activa del parto, una vez alcanzado el periodo expulsivo el tipo de comienzo no debería condicionar su duración, coincidiendo con el trabajo de Myles et al.²⁴.

Por otro lado, no encontramos relación

entre la tasa de episiotomías y desgarros perineales graves con el inicio del parto inducido. Esta ausencia de relación se ha observado en otros trabajos^{11,25}, aunque no encontramos en la literatura nada publicado sobre la influencia de la IDP en la tasa de episiotomía.

En cuanto al sangrado durante el parto, observamos que no existen diferencias en cuanto a una pérdida igual o mayor a 3,5 gr/l de hemoglobina pero sí un aumento de las necesidades de transfusión en la inducción. Es decir, el porcentaje de sangrado excesivo es similar en ambos grupos pero los sangrados más graves que requirieron transfusión se concentraron en el grupo de inducción. Posiblemente es debido a un mayor grado de atonía producido a su vez por la mayor duración de la fase de dilatación. Existen varios trabajos que relacionan la inducción del parto con un mayor sangrado durante el parto^{12,26}.

Tampoco se observó asociación entre inducción y rotura uterina. Todos los casos de rotura se registraron en el grupo de parto espontáneo. Al tratarse de un evento raro, con nuestro tamaño muestral no hubo la suficiente potencia estadística para establecer conclusiones claras al respecto. Si bien, en un estudio realizado en Holanda sobre 371.021 partos se encontró un riesgo relativo de 3,6 con respecto a los espontáneos, aunque con un riesgo absoluto global bajo (1 por cada 1.708 partos)²⁸. El riesgo de rotura parece estar especialmente relacionado con el empleo de prostaglandinas E1 (misoprostol) diferentes a las empleadas en este estudio (PGE2) y en gestantes con cesárea anterior²⁹.

En lo que se refiere al riesgo de cesárea según el inicio del parto, encontramos una OR global de cesárea de 2,4 veces mayor en el grupo de IDP sobre los inicios espontáneos, una vez controlados los posibles factores de confusión, coincidiendo con diversos trabajos, que encuentran que los partos induci-

dos presentan el doble de riesgo de cesárea que los espontáneos^{10,13,14}. También coincidimos con la literatura en el caso de las mujeres nulíparas, observándose un riesgo de cesárea entre 2 y 3 veces superior que los inicios espontáneos^{6,9,12,30}. En el caso de las mujeres multíparas también encontramos un aumento de este riesgo. Sin embargo, si bien diversas publicaciones encuentran resultados similares al nuestro^{10,14,30}, existe algún trabajo donde no se observó riesgo aumentando con respecto a los espontáneos¹¹.

Por tanto, una de las medidas clave para reducir el número de cesáreas pasa un por una reducción del número de IDP, en este sentido algunas sociedades científicas como la Canadiense considera útil la creación de comités para reducir y ajustar el número de indicaciones de inducción²⁹.

Por otro lado, se estudiaron los diferentes tipos de indicación de cesárea encontrando que el RPB se presentó como la primera indicación tanto en espontáneos como inducidos. En otras publicaciones, esta indicación se sitúa entre el 27,3% y el 47,2% de todas las indicaciones de cesárea^{12,14} y podría ser la primera causa si no fuera porque estos trabajos agrupan la NPP, la DPC y el fracaso de inducción en una sola entidad.

Respecto al riesgo de cesárea según la indicación de la inducción, observamos que la indicación que presenta una mayor probabilidad de cesárea es la GCP, seguida del RCTG patológico y los EHE frente al inicio espontáneo.

Después de todo lo expuesto, cabe destacar como puntos fuertes de este trabajo un tamaño muestral adecuado y un escaso número de pérdidas. Además, el empleo de análisis multivariante, ausente en otros trabajos^{6,12,15}, permite controlar el sesgo de confusión y conocer de forma más clara las diferencias en la evolución y resultados obstétricos de un proceso tan frecuen-

te y tan sujeto a variabilidad como es la inducción de parto.

En cuanto a los puntos débiles, debemos ser conscientes de que los resultados obstétricos que se obtienen dependen en gran medida de la variabilidad de las indicaciones de inducción, de los métodos de IDP empleados, así como de los criterios médicos de indicación de cesárea. A consecuencia de esto, surge la principal limitación del trabajo, puesto que las complicaciones y resultados observados en el parto pueden variar considerablemente en cada centro. Asimismo, otra limitación observada fue la falta de registro del índice de masa corporal, siendo este un factor relacionado con el riesgo de cesárea³¹, aunque pensamos que modificaría poco los resultados finales.

Como implicaciones para la investigación consideramos que este estudio es de los pocos, concretamente en el ámbito español, que aporta información detallada sobre el comportamiento de los partos inducidos frente a los espontáneos y especialmente determina el riesgo de cesárea en función del tipo de indicación, además de consolidar determinados factores como responsables de peores resultados obstétricos.

Los resultados observados de cara a la práctica clínica pueden servir para que el profesional disponga de más información sobre los principales resultados asociados a inducción de parto, así como las posibilidades de parto en función de la indicación de inducción.

Sería recomendable reproducir este trabajo en otros ámbitos del Sistema Nacional de Salud para conocer la realidad de la inducción de parto, sirviendo de base para la puesta en marcha de una nueva estrategia y la creación de guías de práctica clínica, al igual que en el caso del parto normal para establecer estándares de resultados obstétricos en función del tipo de indicación de IDP y reducir la variabilidad en este campo.

Podemos concluir que la IDP es un factor de riesgo para una mayor duración del período de dilatación, empleo de analgesia epidural, necesidad de transfusión sanguínea y de cesárea tanto en mujeres nulíparas como en múltiparas, especialmente en las indicaciones de GCP, RCTG patológico y EHE.

AGRADECIMIENTOS

El equipo de investigación quiere agradecer a los profesionales del servicio de Archivo del centro por su colaboración y al Dr. Tenias por sus aportaciones metodológicas y revisión del manuscrito.

BIBLIOGRAFÍA

1. Sociedad Española de Ginecología y Obstetricia. Inducción de parto. Protocolos prosegro [citado 15 de dic. 2013]. Disponible en: <http://www.prosegro.es>
2. Guerra GV, Cecatti JG, Souza JP, Faundes A, Morais SS, Gulmezoglu AM et al. Factors and outcomes associated with the induction of labour in Latin America. *BJOG*. 2009;116:1762-72.
3. Humphrey T, Tucker JS. Rising rates of obstetric interventions: exploring the determinants of induction of labour. *J Public Health (Oxf)*. 2009;31:88-94.
4. Zhang X, Joseph KS, Kramer MS. Decreased term and postterm birthweight in the United States: impact of labor induction. *Am J Obstet Gynecol*. 2010;203:124-7.
5. Mealing NM, Roberts CL, Ford JB, Simpson JM, Morris JM. Trends in induction of labour, 1998-2007: a population-based study. *Aust N Z J Obstet Gynaecol*. 2009 ;49:599-605.
6. Patterson JA, Roberts CL, Ford JB, Morris JM. Trends and outcomes of induction of labour among nullipara at term. *Aust N Z J Obstet Gynaecol* 2011;51:510-7.
7. Grupo de variaciones en la práctica médica. Variaciones en la utilización de la cesárea en los hospitales públicos del Sistema Nacional de Salud. Documento de trabajo 04-2009 [citado 15 de dic. 2013]. Disponible en: http://www.asturias.es/Astursalud/Ficheros/AS_Salud%20Publica/AS_Promocion%20de%20la%20Salud/Salud%20sexual%20y%20reproductiva/Salud%20reproductiva/Variaciones%20cesarea_DT04_2009.pdf.
8. Cnattingius R, Hoglund B, Kieler H. Emergency cesarean delivery in induction of labor: an evaluation of risk factors. *Acta Obstet Gynecol Scand*. 2005;84:456-62.
9. Ehrenthal DB, Jiang X, Strobino DM. Labor induction and the risk of a cesarean delivery among nulliparous women at term. *Obstet Gynecol*. 2010;116:35-42.
10. Glantz JC. Term labor induction compared with expectant management. *Obstet Gynecol*. 2010;115:70-6.
11. Janakiraman V, Ecker J, Kaimal AJ. Comparing the second stage in induced and spontaneous labor. *Obstet Gynecol*. 2010;116:606-11.
12. Selo-Ojeme D, Rogers C, Mohanty A, Zaidi N, Villar R, Shangaris P. Is induced labour in the nullipara associated with more maternal and perinatal morbidity? *Arch Gynecol Obstet*. 2011;284:337-41.
13. Thorsell M, Lyrenas S, Andolf E, Kaijser M. Induction of labor and the risk for emergency cesarean section in nulliparous and multiparous women. *Acta Obstet Gynecol Scand*. 2011;90:1094-9.
14. Zhang J, Troendle J, Reddy UM, Laughon SK, Branch DW, Burkman R, et al. Contemporary cesarean delivery practice in the United States. *Am J Obstet Gynecol*. 2010;203:326.
15. Laughon SK, Zhang J, Grewal J, Sundaram R, Beaver J, Reddy UM, et al. Induction of labor in a contemporary obstetric cohort. *Am J Obstet Gynecol*. 2012;206:486-9.
16. Health and care of pregnant women and babies in europe in 2010. European perinatal health report [citado 15 de dic. 2013]. Disponible en: <http://www.europeristat.com/reports/european-perinatal-health-report-2010.html>
17. Mozurkewich E, Chilimigras J, Koepke E, Keeton K, King VJ. Indications for induction of labour: a best-evidence review. *BJOG*. 2009;116:626-36.
18. Luengo A, Zornoza V, Fernandez-Coro A, et al. Índice de masa corporal y aumento de peso en el embarazo. Resultado obstétrico de la inducción de parto. *Clin Invest Gin Obst*. 2012;39:199-202.
19. San Frutos L, Bueno B, Engels V, Perez-Medina T, Barbancho C, Salazar F, et al. Inducción del parto: variables clínicas que influyen hasta el inicio de la fase activa del parto. *Prog Obstet Ginecol*. 2005;48:74-8.

20. Dulitzki M, Soriano D, Schiff E, Chetrit A, Maschiach S, Seidman DS, et al. Effect of very advanced maternal age on pregnancy outcome and rate of cesarean delivery. *Obstet Gynecol.* 1998;92:935-9.
21. Dyachenko A, Ciampi A, Fahey J, Mighty H, Oppenheimer L, Hamilton EF, et al. Prediction of risk for shoulder dystocia with neonatal injury. *Am J Obstet Gynecol.* 2006 ;195:1544-9.
22. Harper LM, Caughey AB, Odibo AO, Roehl KA, Zhao Q, Cahill AG. Normal progress of induced labor. *Obstet Gynecol.* 2012;119:1113-8.
23. Cheng YW, Delaney SS, Hopkins LM, Caughey AB. The association between the length of first stage of labor, mode of delivery, and perinatal outcomes in women undergoing induction of labor. *Am J Obstet Gynecol.* 2009;201:477.
24. Myles TD, Santolaya J. Maternal and neonatal outcomes in patients with a prolonged second stage of labor. *Obstet Gynecol.* 2003;102:52-8.
25. Battista L, Chung JH, Lagrew DC, Wing DA. Complications of labor induction among multiparous women in a community-based hospital system. *Am J Obstet Gynecol.* 2007;197:241-7.
26. Khireddine I, Le RC, Dupont C, Rudigoz RC, Bouvier-Colle MH, Deneux-Tharaux C. Induction of labor and risk of postpartum hemorrhage in low risk parturients. *PLoS One.* 2013;8:e54858.
27. Kramer MS, Dahhou M, Vallerand D, Liston R, Joseph KS. Risk factors for postpartum hemorrhage: can we explain the recent temporal increase? *J Obstet Gynaecol Can.* 2011;33:810-9.
28. Zwart JJ, Richters JM, Ory F, de Vries JI, Bloemenkamp KW, van RJ. Uterine rupture in The Netherlands: a nationwide population-based cohort study. *BJOG.* 2009;116:1069-78.
29. Leduc D, Biringer A, Lee L, Dy J, Corbett T, Leduc D et al. Induction of labour. *J Obstet Gynaecol Can.* 2013;35:840-57.
30. Vrouenraets FP, Roumen FJ, Dehing CJ, van den Akker ES, Aarts MJ, Scheve EJ. Bishop score and risk of cesarean delivery after induction of labor in nulliparous women. *Obstet Gynecol.* 2005;105:690-7.
31. Wolfe KB, Rossi RA, Warshak CR. The effect of maternal obesity on the rate of failed induction of labor. *Am J Obstet Gynecol.* 2011;205:128-7.

ORIGINAL

VARIABLES SOCIODEMOGRÁFICAS RELACIONADAS CON EMBARAZOS NO PLANIFICADOS EN JÓVENES DE 13 A 24 AÑOS

Teresa Yago Simón (1) y Concepción Tomás Aznar (2).

(1) Centro Municipal de Promoción de la Salud. Ayuntamiento de Zaragoza.

(2) Facultad de Ciencias de la Salud. Universidad de Zaragoza.

Este trabajo se ha realizado sin subvención.

No existen conflictos de interés.

RESUMEN

Fundamentos: El embarazo no planificado (EnoP) sigue siendo un problema de salud pública. El objetivo de este estudio fue conocer los comportamientos sexuales y prácticas contraceptivas relacionados con EnoP en las mujeres jóvenes.

Métodos: 583 mujeres de edades entre 13 y 24 años, atendidas en una consulta de anticoncepción durante el año 2012. Variable dependiente: EnoP. Independientes: sociodemográficas, comportamientos sexuales y prácticas contraceptivas. Análisis bivariable, pruebas de χ^2 y t de Student. Análisis multivariante mediante regresión logística binaria.

Resultados: 174 (29,8%) mujeres tuvieron un EnoP. El riesgo de EnoP aumentó en mujeres inmigrantes [OR: 2,858 (IC95%:1,808-4,519)], en las jóvenes con menor nivel de estudios (OR: 2,343 [IC95% 1,361-4,035]), en las que no utilizaron un método anticonceptivo seguro (todos menos el *coitus interruptus*) durante su primer coito (OR:3,043 (IC95% 1,900-4,875)), en las que manifestaron inconvenientes con el uso de los métodos anticonceptivos (OR: 2,092 [IC95% 1,267-3,454]) y en las que tuvieron asistencia irregular a la consulta (OR: 2,063 [IC95% 1,275-3,339]). No hubo relación con la edad (adolescentes/jóvenes). El modelo se consideró aceptable: Hosmer-Lemeshow no significativo y con un poder de discriminación del 77%.

Conclusiones: Las variables predictoras de embarazo no planificado en mujeres jóvenes son: ser inmigrante, tener bajo nivel de estudios, no utilizar método anticonceptivo seguro durante el primer coito, manifestar inconvenientes con los métodos anticonceptivos y tener una asistencia irregular a la consulta de anticoncepción.

Palabras clave: Embarazo no planificado. Adolescentes. Jóvenes. Prevención. Anticonceptivos.

Correspondencia
Teresa Yago Simón
Paseo Pamplona, 2, 6ªA.
50004 Zaragoza
Correo electrónico: mtyago@gmail.com

ABSTRACT

Sociodemographic and Clinical Data Predicting Unplanned Pregnancy in Young 13 to 24 Years, Spain

Background: Unplanned pregnancy (UP) is still a public health problem. This study aims at finding out the sexual behaviours and contraceptive practices related to UP in young women.

Methods: 583 women between the ages of 13 and 24 years old were assisted in the contraception office in 2012. Dependent variable: UP. Independent variables: sociodemographic, sexual behaviours and contraceptive practices. Bivariate analysis, chi-squared and Student's t tests. Multivariate analysis, binary logistic regression.

Results: 174 (29.8%) young girls had had a UP. The risk of UP increased in immigrant women (OR 2.858 [CI 95% 1.808-4.519]), in less educated young women (OR 2.343 [CI 95% 1.361-4.035]), in those who did not use a safe contraceptive method in their first coitus (OR 3.043 [CI 95% 1.900-4.875]), in those who stated problems with the use of methods (OR 2.092 [CI 95% 1.267-3.454]) and in those who attend irregularly the consultation (OR 2.063 [CI 95% 1.275-3.339]). There is no relationship with age (teenagers/young). The model is considered acceptable: Hosmer-Lemeshow is not significant and its discrimination power is at 77%.

Conclusion: Predictors of unplanned pregnancy in young women are: immigrant women, less educated young women, not using use a safe contraceptive method in their first coitus, stated problems with the use of methods and attend the consultation irregularly.

Keyword: Unplanned pregnancy. Teenagers. Young. Prevention. Contraceptive.

INTRODUCCIÓN

Desde hace décadas, la preocupación social y sanitaria por el embarazo no planificado en mujeres adolescentes y jóvenes es una constante en todas las sociedades desarrolladas y en vías de desarrollo, aunque sus motivaciones y efectos en la salud y en la vida de las mujeres sea muy diferente, dependiendo de los índices de desigualdad de género y de bienestar social de los países¹.

Los estudios sobre comportamientos sexuales y prácticas anticonceptivas en la población juvenil reflejan los cambios socioeconómicos y culturales que se han producido en las sociedades occidentales. Es preciso destacar la amplia diversidad encontrada en las respuestas de las encuestas poblacionales, según país, nivel socioeconómico, etnia y sexo². En España, la tendencia que se observa se relaciona con la disminución de la edad de inicio de las relaciones sexuales con penetración, mayor diversidad en el tipo de relaciones afectivo-sexuales, incremento en el nivel de conocimiento de métodos anticonceptivos y en el uso del preservativo³. Las causas que subyacen a las prácticas sexuales sin protección anticonceptiva son objeto de interés en la investigación⁴, ya que se siguen produciendo cifras importantes de embarazos no deseados reflejadas en las tasas de interrupción voluntaria del embarazo⁵, incluso en sociedades en las que no hay restricciones ni en la información ni en los servicios sanitarios orientados a la prevención del embarazo juvenil.

Es necesario conocer qué factores influyen en el comportamiento contraceptivo de la población juvenil para enfocar la educación afectivo-sexual y la práctica clínica de modo más acorde a sus necesidades, carencias y problemáticas. No se trata de un asunto banal, los estudios de investigación muestran la multicausalidad que está en la base de un comportamiento que pone en

riesgo de embarazo no planificado a las jóvenes. Influyen factores socioculturales: clase social, nivel de estudios del padre y de la madre, etnia, nivel educativo de la joven, sus expectativas de futuro, actitud hacia la sexualidad⁶⁻⁸ y factores relacionales, edad de la pareja, violencia de género, influencia de los roles de género y de los mitos sobre el amor romántico⁹⁻¹⁴.

Estos embarazos pueden concluir en un aborto espontáneo, una interrupción voluntaria o llegar a término. Del resultado del embarazo no puede inferirse inequívocamente que haya sido o no deseado. Como señalan diferentes autores, se requiere deconstruir la dicotomía entre términos como planificado y no planificado, deseado y no deseado¹⁵ y comprender a qué situaciones aplican las mujeres los términos planificado, intencionado o deseado¹⁶. La consideración de embarazo no planificado, en este estudio, se define en el apartado de metodología.

Habría que diferenciar entre los factores condicionantes de maternidades precoces previsiblemente no deseadas, y los factores que condicionan un embarazo no planificado, independientemente de la deriva de dicho embarazo. Porque también hay mujeres adolescentes y jóvenes que desean y buscan tener un hijo, solas o con sus parejas. Al igual que puede suceder que haya jóvenes que planifican un embarazo, pero luego no pueden continuar y lo interrumpen o que sufren un aborto espontáneo.

Este estudio se centra en las mujeres jóvenes, en las circunstancias previas al embarazo, no en la toma de decisiones ni en las consecuencias, y únicamente en los embarazos no planificados, que siguen siendo un problema de salud pública en la actualidad. Se dispone de información sobre los comportamientos de riesgo de la población juvenil y sobre los métodos anticonceptivos que utilizan las mujeres que interrumpen el embarazo. Pero se necesita discriminar

entre situaciones de riesgo de quedar embarazada y el hecho de producirse un embarazo no planificado, que unas veces puede ser secundario a dichas situaciones de riesgo y en otras ocasiones puede estar motivado por otros determinantes.

Es preciso avanzar en el conocimiento de los factores que están relacionados con el embarazo no planificado para poder diseñar prácticas clínicas dirigidas específicamente a su prevención.

El objetivo de esta investigación es conocer los comportamientos sexuales y prácticas contraceptivas que están relacionados con el embarazo no planificado (EnoP), teniendo en cuenta las características socio demográficas.

MATERIAL Y MÉTODOS

Estudio descriptivo, transversal, de los comportamientos sexuales y de las prácticas anticonceptivas en mujeres con edades entre 13 y 24 años, atendidas durante el año 2012 en la Consulta Joven de Anticoncepción del Centro Municipal de Promoción de la Salud de Zaragoza. Se trata de un centro de titularidad pública en el que no hay ninguna restricción a su acceso. Las jóvenes acudieron a una charla informativa y posteriormente a tres consultas programadas para realizar historia clínica, pruebas complementarias, indicación de método anticonceptivo y visita de seguimiento. Además de las consultas programadas, las jóvenes solicitaron visita a demanda cuando lo consideraron necesario, sin límite en el número total de consultas anuales.

Se elaboró un registro con todas las variables del estudio que se cumplimentó a partir de la historia clínica, en la que se registraron los datos de primera visita y los de evolución clínica.

Variables analizadas. La variable dependiente fue el embarazo no planificado:

Sí/No, que incluía los términos: "sorpresa", "sin pensarlo", "sin buscarlo" y "me falló...". No se registró si el embarazo fue deseado.

Las variables independientes consideradas fueron:

- Sociodemográficas. Edad (adolescentes: 13-19 años y jóvenes: 20-24 años), etnia (gitana/no gitana), lugar de nacimiento (España/ fuera de España) y nivel de estudios.

- Comportamientos sexuales. Edad de inicio de relaciones coitales. Tipología de relación de pareja con 6 categorías: pareja única, varias de corta duración, varias estables, estables y esporádicas (entre 5 y 10), muy diversas (más de 10) y prostitución. Diferencia de edad con la pareja igual o mayor de 8 años: Sí/No. Violencia de género: Sí/No.

- Prácticas contraceptivas. Método anticonceptivo utilizado en el primer coito, en la última visita del año 2012 y durante todo el tiempo en el que se habían mantenido relaciones sexuales. Métodos seguros se consideraron todos menos el *coitus interruptus*. Número de métodos utilizados. Fallo de método (Sí/No) y qué método falló. Inconvenientes en el uso: respuesta abierta y codificada en 3 categorías: ningún problema, inconvenientes poco frecuentes (<3) e inconvenientes frecuentes (>=3). Efectos secundarios: respuesta abierta y codificada en 4 categorías: ninguno, leves y poco frecuentes (<3), leves y muy diversos (>=3) y graves.

- Regularidad en la asistencia a las citas concertadas en la consulta de anticoncepción, citas programadas y/o citas solicitadas por la joven. Variable codificada en 3 categorías: constante en su asistencia (acudía a todas las citas concertadas), ausencias ocasionales (falló a una o dos citas al año) y muy irregular en la asistencia (falló a 3 o más citas concertadas al año).

Análisis estadístico. Se realizó un análisis descriptivo de las variables sociodemográficas y comportamentales: sexuales y contraceptivas. Media, desviación estándar, para las variables cuantitativas. Frecuencias y porcentajes para las variables cualitativas. Intervalos de confianza (IC) del 95%. Se realizó un análisis bivalente para establecer la relación de la variable dependiente con cada una de las variables independientes: sociodemográficas, sexuales y contraceptivas. Se aplicaron las pruebas de χ^2 y t de Student para detectar diferencias estadísticamente significativas. Valores de $p < 0,05$ se consideraron estadísticamente significativos.

Se realizó un análisis multivariante mediante regresión logística binaria para evaluar las variables que resultaron relacionadas significativamente con el embarazo no planificado y conocer su efecto predictor de forma ajustada. Las variables se recodificaron en dicotómicas. Se consideró que el número de variables introducidas en el modelo de regresión debía ser al menos 1 por cada 10 mujeres. Se exploraron las asociaciones bivariantes mediante las tablas de contingencia y su significación estadística en el contraste de hipótesis χ^2 . Se calcularon los odds ratio (OR) y sus IC 95%. Se evaluaron posibles interacciones y/o confusión con el análisis estratificado, comparando las OR de los estratos, la amplitud del IC y el nivel de significación del término de interacción de las variables analizadas.

Se realizó el análisis multivariante de regresión logística binaria con criterio E. Wald. Se calcularon los odds ratio (OR) con su IC 95% y su significación estadística. Se evaluó el ajuste del modelo, comprobando cómo clasificó a las mujeres en estudio en comparación con el gold estándar o realidad observada, que aportó la especificidad y sensibilidad del modelo, con punto de corte 0,5, que dio el porcentaje global pronosticado por las variables. Se aplicó el test de Hosmer-Lemeshow: cuando el test χ^2 no fue

significativo indicaba que no había motivos para pensar que los resultados predichos fueran diferentes de los observados por lo que podía considerarse aceptable. El análisis estadístico fue realizado con SPSS 15.0.

RESULTADOS

Durante el año 2012, en la Consulta Joven de Anticoncepción del Centro Municipal de Promoción de la Salud se atendió a 583 adolescentes y jóvenes de edades entre 13 y 24 años. De ellas 174 (29,8%) tuvieron un embarazo no planificado desde que iniciaron relaciones sexuales hasta su última visita en el año 2012.

La población de estudio fue muy diversa en relación a lugar de nacimiento, etnia y nivel de estudios, datos que se presentan en la **tabla 1**. La edad media de inicio de las relaciones sexuales coitales fue de 15,75 (DS 1,76) años. Cuando se realizó la última consulta hacía 3,91 (DS 2,32) años que iniciaron relaciones sexuales.

La forma de establecer relaciones de pareja/s sexual/es era muy variada: pareja única 160 (27,4%); varias parejas de corta duración 76 (13%); varias parejas estables 219 (37,6%); relaciones estables y esporádicas 84 (14,4%); más de 10 parejas 33 (5,7%) y 5 (0,9%) realizaron actividades de prostitución. Entre las adolescentes era más frecuente que entre las jóvenes establecer relaciones variadas, de corta duración, 23% frente a 3% ($p < 0,000$).

144 (24,7%) jóvenes tuvieron relaciones sexuales con un chico ocho o más años mayor que ella y 103 (17,7%) refirieron ser víctimas de violencia de género.

Informaron que su pareja utilizó preservativo en su primera relación 347 (60,24%), que practicaron *coitus interruptus* 116 (20,14%) y no utilizaron ningún método anticonceptivo 98 (17,01%).

Tabla 1
Descripción de la población de estudio.
Datos sociodemográficos

	n	%
Edad		
Adolescentes (13-19 años)	287	49,2
Jóvenes (20-24 años)	296	50,8
Lugar de nacimiento		
España	392	67,2
Extranjero	191	32,8
Iberoamericanas	126	66,0
Europa del Este	29	15,2
África	26	13,6
Otros	10	5,2
Nivel de estudios		
Sin estudios y estudios primarios	63	10,8
Educación especial (PCPI y otros)	85	14,6
EGB y FP medio	185	31,7
Bachiller y FP superior	86	14,8
Grado y postgrado	137	23,5
No consta	27	4,6
Etnia		
Gitana	52	8,9
No gitana	528	90,6
No consta	3	0,5
Total	583	100

El método anticonceptivo más utilizado en el momento en que se realizó la consulta fue la anticoncepción hormonal en 363 (62,1%), (oral 47,3%; vaginal 5,8%; inyectable trimestral 3,9%; postcoital 2,9%; dérmica 1,9% e implante 0,3%), seguido de métodos barrera con un 21,8% (preservativos 21,6% y diafragma 0,2%) y del *coitus interruptus* con un 11%. Los menos utilizados fueron el método Billings, 1,9% , el Dispositivo intrauterino (DIU), 1,5% y el método doble (hormonal más barrera) 1,7%.

Durante los años que transcurrieron desde su primera relación sexual coital, utilizaron una media de 3,35 (DS 1,05) métodos anticonceptivos diferentes. 178 (30,5%)

mantuvieron relaciones sexuales coitales sin ningún tipo de prevención, en alguna ocasión. El preservativo masculino, el tratamiento hormonal oral combinado y el coitus interruptus fueron los métodos más utilizados (tabla 2).

Presentaron efectos secundarios con los métodos anticonceptivos 224 (38,4%) mujeres y 378 (64,8%) manifestaron inconvenientes en su uso (incomodidad, precio, olvidos, rotura, pérdida y “no le gusta ninguno”).

Se produjeron 134 (77%) embarazos por no haber utilizado ningún método anticonceptivo (68 parejas) o por utilizar *coitus interruptus* (66 parejas) y 40 (33%) embarazos por el fallo de un método anticonceptivo (preservativo 12%; hormonales 11%).

258 (44,3%) jóvenes eran constantes, acudían con regularidad a la consulta y el mismo número de ellas fallaba 1 o 2 veces al año y 67 (11,5%) fallaban tres o más veces al año a las citas solicitadas.

Tabla 2
Métodos anticonceptivos utilizados desde el primer coito (respuesta múltiple)

	n	%
Preservativo masculino	533	91,4
Anovulatorios orales combinados	415	71,2
Coitus interruptus	392	67,2
Postcoital	328	56,3
Hormonal vaginal	84	14,4
Hormonal inyectable	53	9,1
Hormonal dérmico	49	8,4
Método doble	41	7,0
Anovulatorios solo progestágeno	36	6,2
Control fechas/ Billings	16	2,7
D.I.U.	12	2,1
Preservativo femenino	8	1,4
Implante	3	0,5
Diafragma	2	0,3

Agrupación de dicotomías. Tabulado el valor I=Sí.

El 29,8% de las jóvenes del estudio refirió que tuvo un embarazo no planificado.

No hay diferencias significativas en la incidencia de embarazo no planificado, por grupo de edad, adolescentes y jóvenes adultas. Sí, por origen y etnia, la mitad de las jóvenes gitanas y el 48,17% de jóvenes nacidas fuera de España, tuvieron un EnoP. El nivel de estudios estaba relacionado con el EnoP (tabla 3).

Con respecto a los comportamientos sexuales, el EnoP está relacionado significativamente con la edad al primer coito, con haber tenido una/varias parejas con una diferencia de edad ≥ 8 años y con haber sido víctima de violencia de género. No hay diferencias significativas según tipología de las parejas. Con respecto a las prácticas contraceptivas, el EnoP está relacionado significativamente con el método anticonceptivo utilizado en el primer coito, con el número de métodos utilizados, con los inconvenientes en el uso de los métodos y con la regularidad en la asistencia a la consulta médica. Y no está relacionado con los efectos secundarios presentados con los métodos anticonceptivos utilizados (tabla 4).

Para realizar al análisis multivariante de regresión logística binaria, se introdujeron en el modelo las diez variables que resultaron significativas, lo que supuso 17 jóvenes embarazadas por cada variable independiente. En la tabla 5 se presentan las frecuencias de EnoP en presencia y en ausencia de las diez variables independientes de estudio, transformadas en dicotómicas, y el resultado del análisis bivalente realizado.

Se analizó la interacción entre las variables sociodemográficas: origen, etnia y menor nivel de estudios, con variables comportamentales. Se observó que hay interacción entre las variables origen y edad de la pareja igual o superior a 8 años, término multiplicativo $p = ,043$; entre las extranjeras no hay relación significativa entre EnoP y

Tabla 3
Relación entre variables sociodemográficas y embarazo no planificado

	Embarazo no planificado		coeficiente χ^2	p Sig bilateral
	SÍ (%)	NO (%)		
Edad				
13-19 años	28,9	71,1	231,0	0,652
20-24 años	30,7	69,3		
Origen				
España	20,9	79,1	45,543	0,000
Extranjero	48,2	51,8		
Etnia				
Gitana	50,0	50,0	11,105	0,001
No gitana	27,8	72,2		
Nivel de estudios				
Sin estudios y estudios primarios	58,7	41,3	79,261	0,000
Educación especial (PCPI y otros)	43,5	56,5		
EGB y FP medio	35,7	64,3		
Bachiller y FP superior	20,9	79,1		
Grado y postgrado	5,1	94,9		

esta variable (en españolas OR = 2,449 [IC 95% 1,416-4,236] y en extranjeras OR = 1,046 [IC 95% ,565-1,938]); y también hay interacción entre origen y método anticonceptivo utilizado en el primer coito, término multiplicativo $p = ,016$ (en españolas OR = 7,851 [IC 95% 4,575-13,474] y en extranjeras OR = 2,924 [IC 95% (1,609-5,311)]).

Hubo interacción entre la variable etnia y el método utilizado en el primer coito, término multiplicativo $p = 0,012$. Entre las jóvenes gitanas no hubo interrelación entre EnoP y el método utilizado en el primer coito [OR=7,042 (IC 95% 4,62-10,735) en no gitanas y OR =0,955 (IC 95% 0,211-4,318) en gitanas].

También hubo interacción entre el nivel de estudios y la edad al primer coito, término multiplicativo ($p = 0,029$) entre las chicas que tenían más nivel de estudios, la edad al

Tabla 4
Relación entre comportamientos sexuales, prácticas contraceptivas y embarazo no planificado

Comportamientos sexuales y prácticas contraceptivas	Embarazo no Planificado		Coeficiente	p Sig. bilateral
	SÍ	NO		
Edad 1° coito (X)	X = 15,15 DS = 1,614	X = 16,0 DS = 1,755	-5,376*	0,000
Número de métodos utilizados	X = 3,71 DS = 1,070	X = 3,20 DS = 1,011	5,464*	0,000
	SÍ (%)	NO (%)		
Tipo de pareja				
Una pareja	26,3	73,8	8,268†	0,142
Varias/corta duración	31,6	68,4		
Varias estables	28,8	71,2		
Estables y esporádicas (<10)	34,5	65,5		
Muy variadas (>10)	33,3	66,7		
Prostitución	80,0	20,0		
Edad de la pareja =>8 años				
Sí	39,6	60,4	9,377†	0,003
No	26,1	73,9		
Víctima de violencia de género				
Sí	50,5	49,5	24,973†	0,000
No	25,3	74,7		
Método utilizado en 1° coito				
Ninguno	66,3	33,7	108,134*	0,000
Coitus interruptus	43,1	56,9		
Barrera	15,3	84,7		
Hormonal	25,0	75,0		
Efectos secundarios con los métodos				
Ninguno	28,7	71,3	0,744†	0,863
Leves y poco frecuentes (<3)	31,6	68,4		
Leves y muy diversos (=>3)	36,4	63,6		
Graves	28,6	71,4		
Inconvenientes con los métodos				
Ningún inconveniente	21,0	79,0	16,672†	0,000
Algún inconveniente (<3)	33,6	66,4		
Frecuentes inconvenientes (=>3)	60,0	40,0		
Asistencia a la consulta joven				
Regularmente	15,9	84,1	70,797†	0,000
Fallos ocasionales (<3 años)	34,1	65,9		
Fallos frecuentes (=>3/año)	67,2	32,8		

* t de Student. †chi²

Tabla 5
Asociación de las variables de estudio con el embarazo no planificado. Análisis bivariante

Variables de estudio	Número de jóvenes con EnoP en presencia de la variable de estudio	Número de jóvenes con EnoP en ausencia de la variable de estudio	Análisis bivariante	
			OR IC al 95%	p
Origen extranjera	92/191	82/392	3,513 (2,417-5,106)	0,000
Etnia gitana	26/52	147/528	2,592 (1,457-4,610)	0,002
Menor nivel de estudios (primarios, ed especial, EGB y FP medio)	140/333	25/223	5,745 (3,593-9,187)	0,000
Menor edad en 1º coito (13-15 años)	107/266	63/310	2,638 (1,823-3,818)	0,000
Edad pareja =>8 años	57/144	108/306	1,856 (1,245-2,768)	0,003
Víctima violencia de género	52/103	110/434	3,003 (1,929-4,676)	0,000
Método anticonceptivo no seguro en 1º coito (no usar ninguno o coitus interruptus)	115/214	57/362	6,216 (4,208-9,182)	0,000
Cuatro o más métodos anticonceptivos utilizados	97/260	77/323	1,998 (1,343-2,973)	0,001
Inconvenientes (poco o muy frecuentes) con los métodos anticonceptivos	131/378	43/205	1,901 (1,328-2,722)	0,001
Irregularidad (ocasional o muy irregular) en la asistencia a la consulta médica	133/325	41/258	3,666 (2,457-5,471)	0,000

IC 95%: intervalo de confianza del 95%. OR: odds ratio

primer coito estuvo relacionada significativamente con el EnoP [OR:4,128 (IC95%: 1,740- 9,793)] pero esta significación no se mantuvo entre las jóvenes con menor nivel de estudios [OR:1,395(IC 95% ,887-2,194)].

Los resultados del análisis multivariante de regresión logística se presentan en la tabla 6. De las diez variables introducidas

en el análisis, el modelo de regresión incluyó cinco variables predictoras. Se observó que la probabilidad de que las jóvenes del estudio tuvieran un embarazo no planificado fue mayor si no era española, si tenía menor nivel de estudios, si no utilizó un método anticonceptivo seguro en su primer coito, si manifestó inconvenientes con el uso de los métodos anticonceptivos y si fue inconstante en su asistencia a la consulta de

Tabla 6
Análisis multivariante, regresión logística binaria. Embarazo no planificado

	Análisis multivariante		
	OR	IC 95%	p
Origen extranjera	2,858	1,808-4,519	0,000
Menor nivel de estudios(primarios, ed especial , EGB y FP medio)	2,343	1,361-4,035	0,002
Método anticonceptivo no seguro en 1º coito (no usar ninguno o coitus interruptus)	3,043	1,900-4,875	0,000
Inconvenientes (poco o muy frecuentes) con los métodos anticonceptivos	2,092	1,267-3,454	0,004
Irregularidad (ocasional o muy irregular) en la asistencia a la consulta médica	2,063	(1,275-3,339)	0,003
Constante	-3,302		
Hosmer y Lemeshow	Chi ² 4,644 gl 8 p 0,795		

IC 95%: intervalo de confianza del 95%. OR: odds ratio

anticoncepción. El modelo se consideró aceptable, Hosmer-Lemeshow no significativo. El porcentaje global pronosticado por estas variables fue 77%: sensibilidad 60% y especificidad 84%.

DISCUSIÓN

No utilizar ningún método anticonceptivo o utilizar *coitus interruptus* durante la primera relación sexual y manifestar inconvenientes en la utilización de los distintos métodos anticonceptivos disponibles son factores predictores de embarazo no planificado, al igual que ser irregular en la asistencia a las citas solicitadas por la mujer en la consulta de anticoncepción. Influye el hecho de ser extranjera y tener menor nivel de estudios.

La tercera parte de las mujeres jóvenes de este estudio tuvieron, al menos, un embarazo no planificado desde el inicio de sus relaciones sexuales coitales. Por tanto, ha tenido que enfrentarse a una situación dramática y resolver el dilema que se le planteaba: interrumpirlo o continuar un embarazo que no fue planificado y que no responde a un deseo de ser madre en ese momento de su vida.

Los datos sobre embarazos no planificados no se presentan en las estadísticas nacionales, solamente se pueden conocer las tasas de interrupción de embarazo (IVE) y las de maternidad según edad de la madre. Pero no todas las IVEs son motivadas porque el embarazo no haya sido planificado y tampoco puede deducirse que los niños nacidos de madres adolescentes se correspondan con embarazos no planificados. Por tanto, es difícil hacer una apreciación de la incidencia de embarazos no planificados en la población general para poder ponerlo en relación con la observada en esta investigación, realizada en una consulta específica de anticoncepción para jóvenes. En España, en 2012, la tasa de IVE en las adolescentes fue 12,95 por mil y en las jóvenes entre 20-24

años fue de 20,36 por mil¹⁷ y la tasa de fecundidad en adolescentes, 9,32 por mil¹⁸. Estudios de investigación en otros países registran una incidencia más elevada de embarazos no planificados, en EEUU, 43% entre jóvenes¹⁹ y en Inglaterra, 45,2%²⁰.

Nuestra intención era relacionar los comportamientos sexuales y las prácticas contraceptivas con el embarazo no planificado, y la investigación realizada nos ha proporcionado información que en unos aspectos coincide con la literatura y en otros casos difiere. Se observa que cuanto mayor es el nivel de estudios menor el riesgo de tener un embarazo no planificado, dato similar al registrado en otros estudios^{17,21}. La etnia y la inmigración están influyendo en los comportamientos de las mujeres jóvenes, al igual que señalan los estudios sobre prácticas contraceptivas de riesgo y embarazo no intencionado en grupos étnicos minoritarios²², en los que señalan mayor fecundidad adolescente y menor utilización de métodos anticonceptivos entre las mujeres gitanas, en relación a las payas²³ y en los que constatan que la inmigración influye en el riesgo de abortar voluntariamente, independientemente del nivel socioeconómico²⁴. En nuestro estudio, el colectivo de mujeres inmigrantes engloba culturas muy diferentes, son de países muy diversos, por lo que podríamos pensar que estamos observando la influencia del proceso migratorio, que es el factor común a todas estas mujeres, más que las costumbres o hábitos contraceptivos de los países de origen.

Son también resultados coincidentes con la literatura la relación existente entre menor edad en el primer coito²⁵ y el método anticonceptivo utilizado en él, con el riesgo posterior de EnoP²⁶, la asociación de EnoP con violencia de género^{14,27} y la importancia de la diferencia de edad con la pareja en las chicas adolescentes, que se asocia a embarazo no planificado en nuestra investigación y con uso inconsistente de anticoncepción en diversos estudios^{9,28}. Sin embargo, no

encontramos relación entre la modalidad de relación de pareja y el embarazo no intencionado, al igual que otros autores²⁹.

La relación entre embarazo no planificado y el uso de métodos anticonceptivos es compleja¹⁹. En nuestra población, al igual que se refleja en otros estudios^{3,12,30}, las adolescentes y jóvenes utilizan con cierta frecuencia el *coitus interruptus* o incluso mantienen relaciones sexuales coitales sin ningún método de prevención. Los resultados de la investigación indican que este tipo de comportamiento no siempre está asociado con EnoP y, por otra parte, con el uso de los métodos anticonceptivos considerados seguros se han registrado fallos y se produjeron embarazos no planificados.

Una fortaleza de este estudio es la diversidad social de la población atendida en la consulta, es el único centro específico de atención a jóvenes en la ciudad y no hay ningún tipo de restricción en la selección de las usuarias. También la amplitud de variables consideradas es una fortaleza, puesto que el análisis fragmentario dificulta la comprensión de la complejidad inherente a la interrelación entre comportamientos sexo-contraceptivos y embarazo no planificado.

Las limitaciones de este estudio son no haber incluido la variable paridad y no haber tenido en cuenta el tipo de comportamiento y psicobiografía de la/s pareja/s sexual/es. La necesidad de acotar los objetivos del estudio condujo a no considerar comportamientos reproductivos y no se consideró factible incluir en la investigación a todas las parejas sexuales de la mujer.

La finalidad de esta investigación era encontrar variables que alerten del riesgo de que las pacientes tengan embarazos no planificados, para incidir sobre ellas y conseguir mejorar su salud sexual y reproductiva. Podemos señalar, atendiendo a los resultados obtenidos, tres tipos: sociodemográficas, en comportamientos sexo-contracepti-

vos y en la asistencia a la consulta de anti-concepción. Y, a partir de los datos, incluir algunas recomendaciones para tener en cuenta en la atención a adolescentes y jóvenes en las consultas de anticoncepción.

Entre las variables sociodemográficas, el origen es predictor de embarazo no planificado. Las mujeres jóvenes inmigrantes, independientemente del país de origen y su nivel de estudios, tienen más riesgo de EnoP. Por tanto, se deduce que, además de la información sobre métodos anticonceptivos a las jóvenes inmigrantes, hay que considerar la vulnerabilidad emocional derivada del proceso migratorio. El menor nivel educativo es también un predictor, independientemente de la edad de inicio de relaciones sexuales. Y entre las jóvenes con mayor nivel educativo, cuanto menor es su edad en el primer coito mayor es el riesgo de tener un EnoP. Por tanto, se recomienda atender a esta variable en las jóvenes de mayor nivel de estudios y dar información sanitaria comprensible a las jóvenes con menor nivel educativo, así como estimular que retomen actividades formativas.

De los comportamientos sexo-contraceptivos, las variables con mayor peso predictivo son el “método anticonceptivo utilizado en el primer coito” e “inconvenientes con los métodos anticonceptivos”, lo que sugiere que, independientemente del método que utiliza la mujer en el momento de la consulta actual, si en su primer coito no utilizó un método seguro será necesario indagar sobre posibilidades de abandono del método, sobre si refiere inconvenientes con el uso de los distintos métodos anticonceptivos y sobre la edad de su pareja. La asistencia irregular a la consulta de anticoncepción también es un predictor de EnoP. Este dato provoca una reflexión sobre si es necesario adecuar la organización de las consultas médicas a las características de la población adolescente y joven para mejorar la continuidad y constancia en la asistencia.

BIBLIOGRAFÍA

1. Fondo de Población de las Naciones Unidas. Estado de la población mundial 2013. Maternidad en la niñez. Enfrentar el reto del embarazo en adolescentes. New York: Fondo de Población de Naciones Unidas; 2013. [Citado 26 Nov 2013] Disponible en: <https://www.unfpa.org/webdav/site/global/shared/swp2013/SP-SWOP2013.pdf>.
- 2) Currie C et al. eds. Social determinants of health and well-being among young people. Health behaviour in school-aged children study: international report from the 2009/2010 survey. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe; 2012.
3. Rodríguez Carrion J, Traverso Blanco CI. Conductas sexuales en adolescentes de 12 a 17 años de Andalucía. *Gac Sanit*. 2012;26:519-24.
4. Bjelica A, Trninic-Pjevic A. Review of identified factors influencing contraceptive use. *Med Pregl*. 2008;61:151-15.
5. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Interrupción voluntaria del embarazo. Datos definitivos correspondientes al año 2011. 2013. [Citado 10 Oct 2013] Disponible en: http://www.msssi.gob.es/profesionales/saludPublica/prevPromocion/embarazo/docs/IVE_2011.pdf
6. Saxena S, Copas AJ, Mercer C, Johnson AM, Fenton K, Erens B, et al. Ethnic variations in sexual activity and contraceptive use: national cross-sectional survey. *Contraception*. 2006;74:224-33.
7. Atkins R. The association of childhood personality on sexual risk taking during adolescence. *J Sch Health*. 2008;78:594-600.
8. Rahman M, Berenson AB, Herrera SR. Perceived susceptibility to pregnancy and its association with safer sex, contraceptive adherence and subsequent pregnancy among adolescent and young adult women. *Contraception*. 2013;87:437-42.
9. Manlove J, Terry-Humen E, Ikramullah E. Young teenagers and older sexual partners: correlates and consequences for males and females. *Perspect Sex Reprod Health*. 2006;38:197-207.
10. Moore AM. Gender role beliefs at sexual debut: Qualitative evidence from two Brazilian cities. *Int Fam Plan Perspect*. 2006;32:45-51.
11. Larrañaga E, Yubero S, Yubero M. Influencia del género y del sexo en las actitudes sexuales de estudiantes universitarios españoles. *Summa Psicol UST*. 2012;9:5-13.
12. Greenwald MN, Gold MA. Do they, don't they, or why haven't they?. Contraceptive use patterns among inner-city sexually active female adolescents. *J Pediatr Adolesc Gynecol*. 2000;13:91-2.
13. Baeza B, Póo AN, Muñoz S, Vallejos C. Identificación de factores de riesgo y factores protectores del embarazo en adolescentes de la Novena Región. *Rev Chil Obstet Ginecol*. 2007;72:76-81.
14. Gao W, Paterson J, Carter S, Iusitini L. Intimate partner violence and unplanned pregnancy in the Pacific Islands Families Study. *Int J Gynaecol Obstet*. 2008;100:109-15.
15. Earle S. "Planned" and "unplanned" pregnancy: deconstructing experiences of conception. *Hum Fertil (Camb)*. 2004;7:39-42.
16. Barrett G, Wellings K. What is a 'planned' pregnancy? Empirical data from a British study. *Soc Sci Med*. 2002;55:545-57.
17. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Interrupciones voluntarias de embarazo. Datos definitivos correspondientes al año 2012. 2013; [Citado 1 Sep 2013] Disponible en: <http://www.msssi.gob.es/profesionales/saludPublica/prevPromocion/embarazo/home.htm>.
18. Instituto Nacional de Estadística. Tasas de fecundidad [Citado 3 Oct 2013] Disponible en: <http://www.ine.es/>
19. Matteson KA, Peipert JF, Allsworth J, Phipps MG, Redding CA. Unplanned pregnancy: does past experience influence the use of a contraceptive method? *Obstet Gynecol*. 2006;107:121-27.
20. Wellings K, Jones KG, Mercer CH, Tanton C, Clifton S, Datta J, et al. The prevalence of unplanned pregnancy and associated factors in Britain: findings from the third National Survey of Sexual Attitudes and Lifestyles (Natsal-3). *Lancet*. 2013;382:1807-16.
21. Houck CD, Hadley W, Tolou-Shams M, Brown L. Truancy is associated with sexual risk among early adolescents. *J Dev Behav Pediatr*. 2012;33:728-31.
22. Jacobs J, Stanfors M. Racial and ethnic differences in U.S. women's choice of reversible contraceptives, 1995-2010. *Perspect Sex Reprod Health*. 2013;45:139-47.
23. Reig Majoral S, Curos Torres S, Balcells Chiglionne J, Batalla Martínez C, Ezpeleta García A, Comin Bertran E. Anticoncepción: gitanas frente a payas. *Aten Primaria*. 1999;23:63-7.

24. Ruiz-Ramos M, Ivañez-Gimeno L, Garcia Leon FJ. Características sociodemográficas de la interrupción voluntaria del embarazo en Andalucía: diferencias entre población autóctona y extranjera. *Gac Sanit.* 2012;26:504-11.
25. Calatrava M, Lopez-Del Burgo C, de Irala J. Factores de riesgo relacionados con la salud sexual en los jóvenes europeos. *Med Clin (Barc).* 2012;138:534-40.
26. Gibbs L. Gender, relationship type and contraceptive use at first intercourse. *Contraception.* 2013;87:806-12
27. Miller E, Decker MR, McCauley HL, Tancredi DJ, Levenson RR, Waldman J, et al. Pregnancy coercion, intimate partner violence and unintended pregnancy. *Contraception.* 2010;81:316-22.
28. Volpe EM, Hardie TL, Cerulli C, Sommers MS, Morrison-Beedy D. What's age got to do with it? Partner age difference, power, intimate partner violence, and sexual risk in urban adolescents. *J Interpers Violence.* 2013;28:2068-87
29. Scott ME, Wildsmith E, Welti K, Ryan S, Schelar E, Steward-Streng NR. Risky adolescent sexual behaviors and reproductive health in young adulthood. *Perspect Sex Reprod Health.* 2011 Jun;43:110-18.
30. Raine TR, Foster-Rosales A, Upadhyay UD, Boyer CB, Brown BA, Sokoloff A, et al. One-year contraceptive continuation and pregnancy in adolescent girls and women initiating hormonal contraceptives. *Obstet Gynecol.* 2011;117:363-71.

ORIGINAL BREVE

INTENCIÓN DE LOS ESTUDIANTES DE MEDICINA DE VACUNARSE CONTRA LA GRIPE EN SU FUTURO EJERCICIO PROFESIONAL

Ignacio Hernández-García (1), Rafael González-Celador (2) y M^a Teresa Giménez-Júlvez (1).

(1) Servicio de Medicina Preventiva y Salud Pública. Hospital Universitario Infanta Leonor -Hospital Virgen de la Torre. Madrid.

(2) Departamento de Medicina Preventiva, Salud Pública y Microbiología Médica. Universidad de Salamanca. Salamanca.

Los autores declaran que no existen conflictos de interés.

RESUMEN

Fundamentos: La cobertura de vacunación antigripal en personal sanitario es baja. Este estudio se realizó con la finalidad de conocer las razones por las que los estudiantes de medicina tienen previsto vacunarse o no de gripe cuando sean trabajadores sanitarios así como los factores asociados con dicha intención.

Métodos: Estudio transversal en el que se incluyó a todos los alumnos matriculados en la Facultad de medicina de una Universidad española durante el curso académico 2011-2012. La información se obtuvo mediante un cuestionario autocumplimentado que recogía la intención de vacunación, motivos para ello y 8 preguntas sobre conocimientos de la vacuna. Se calcularon frecuencias absolutas y relativas. Para estudiar las asociaciones se utilizó la prueba chi-cuadrado y regresión logística múltiple.

Resultados: De los 1.130 estudiantes respondieron el cuestionario 654 (57,9%). El 63,0% manifestaron tener intención de vacunarse. Las principales razones para prevenir vacunarse fueron: considerarlo conveniente (68,2%), riesgo de transmitir gripe a pacientes (65,5%) y riesgo de que los pacientes pudieran transmitírsela a ellos (64,8%). Las razones más frecuentes para no prevenir vacunarse fueron: bajo riesgo de padecer gripe (41,7%) y evitar inyecciones/medicación (27,7%). Conocer específicamente que la vacuna está indicada en trabajadores sanitarios se asoció con prevenir vacunarse ($p=0,000$).

Conclusiones: La intención de vacunación fue elevada con respecto a la cobertura actual. El nivel de conocimientos fue mejorable. Conocer la indicación de la vacunación en trabajadores sanitarios se asoció con la intención de vacunarse.

Palabras clave: Estudiantes de medicina. Vacuna antigripal. Intención. Conocimiento. España. Personal de salud.

Correspondencia
Ignacio Hernández-García
Servicio de Medicina Preventiva y Salud Pública
Hospital Universitario Infanta Leonor -Hospital Virgen de la Torre
Gran Vía del Este, 80.
28031 Madrid
ignaciohernandez79@yahoo.es

ABSTRACT

Attitudes of Medical Students about Influenza Vaccination

Background: Vaccination coverage against seasonal influenza virus among healthcare personnel is low. The aim of this study was to know the reasons for which the medical students have intention to be vaccinated against influenza when they become healthcare workers (HCWs), and to identify its determining factors.

Methods: A cross-sectional study was performed during the 2011-2012 school year. It included all enrolled medical students from a Spanish University. The information (intention to be vaccinated, reasons and 8 questions about knowledge of influenza vaccine) was obtained by a self-administered questionnaire. Absolute and relative frequencies were calculated and the associations were then evaluated using a Chi-square test and logistic regression.

Results: 654 students of the 1130 (57.9%) completed the questionnaire. 63.0% had intention to be vaccinated. The main reasons to have intention to be vaccinated were: belief that vaccination is convenient (68.2%), to avoid transmitting influenza to patients (65.5%), and to avoid getting influenza from patients (64.8%). The main reasons for not having intention to be vaccinated were: low risk of influenza (41.7%) and to avoid shots/medication (27.7%). Knowledge that the vaccine is recommended for HCWs was associated with the intention ($p=0.000$).

Conclusion: Intention to get vaccinated was high regarding current coverage; thus, it is needed to investigate why the coverages against influenza among Spanish physicians are usually low. The level of knowledge has left room for improvement and knowing that the vaccine is recommended for HCWs was associated with the intention.

Keyword: Students, medical. Influenza vaccines. Intention. Knowledge. Health personnel. Spain.

INTRODUCCIÓN

La vacunación antigripal del personal sanitario constituye un elemento fundamental de los programas de prevención y control de infecciones relacionadas con la asistencia sanitaria, al ser una de las medidas más efectivas para evitar la aparición de brotes¹. Pese a ello, las coberturas alcanzadas en tales trabajadores oscilan entre un 5,8% (descrito en países del ámbito europeo tales como Grecia)² y un 59% [porcentaje registrado en Estados Unidos (EEUU)]³. Estas bajas frecuencias de vacunación representan un auténtico problema de salud pública, dado que el 17% de los pacientes hospitalizados con gripe adquieren la misma durante su ingreso⁴.

En España, la Comisión de Salud Pública del Consejo Interterritorial del Sistema Nacional de Salud recomienda la vacunación anual frente a gripe en trabajadores sanitarios (TS) pero no en estudiantes sanitarios⁵, a diferencia de lo que ocurre en otros países, como EEUU, Alemania o Reino Unido, en los que diversas instituciones la recomiendan tanto en TS como en alumnos que tengan contacto con pacientes⁶⁻⁹. Del mismo modo, en tales países el estudio de la utilización de la vacuna antigripal en estudiantes de ciencias de la salud ha sido objeto de varias investigaciones⁸⁻¹⁵, mientras que en España son escasos los trabajos que se han centrado en este grupo de la población¹⁶.

Dado que los alumnos sanitarios son los futuros TS, investigar sus actitudes sobre recibir o no la vacuna antigripal cuando sean trabajadores, así como sus factores determinantes, permitiría detectar elementos susceptibles de modificación mediante alguna intervención durante su periodo de formación universitaria.

El objetivo de esta investigación fue conocer la intención de los estudiantes de

medicina de una universidad española sobre vacunarse o no de la gripe cuando sean TS, así como los factores que se asocian con dicha intención.

MATERIAL Y MÉTODOS

Estudio transversal desarrollado en la Universidad de Salamanca en el que se incluyó a todos los alumnos matriculados en la carrera de medicina durante el año académico 2011-2012.

Para obtener la información se utilizó un cuestionario autocumplimentado, construido a partir de los elaborados por Milunic et al¹⁰ y Betsch et al¹⁴, en el que se recogieron: a) datos demográficos [sexo, edad (18-23, 24-28, 29-33, y 34 o más años), curso y nacionalidad (española y no española)]; b) intención de vacunarse cuando ejercieran su actividad profesional como TS; a su vez, se facilitó un listado de razones para justificar la intención de vacunación manifestada, pudiendo escoger más de una; c) evaluación de la importancia de internet, clases/prácticas de la carrera, médico/enfermera personal, farmacéuticos, libros de texto, artículos de revistas médicas, familiares/amigos, otros compañeros, periódicos/magazines y televisión/radio, como fuentes de información de la vacuna antigripal. Para ello se empleó una escala tipo Likert de 4 categorías (1=muy poco importante; 2=poco importante; 3=importante; 4=muy importante); y d) evaluación de conocimientos sobre la vacuna, para lo cual se efectuaron 8 preguntas relacionadas con sus indicaciones, efectos adversos, contraindicaciones y compatibilidades (con respuestas tipo verdadero, falso o no sé).

De manera previa a la distribución del test, se hizo una prueba piloto con la participación de 3 alumnos de la Escuela Universitaria de Enfermería y Fisioterapia de la Universidad de Salamanca, así

como con la de un facultativo y un médico interno residente del Servicio de Medicina Preventiva del Complejo Asistencial de Salamanca, a quienes se pidió que evaluaran su legibilidad y comprensibilidad con el fin de ratificar que el cuestionario era legible y de fácil comprensión a la hora de ser respondido.

Durante la segunda semana de febrero de 2012, profesores de la Universidad repartieron los tests entre el alumnado presente en el momento de realización del estudio. En cada curso los cuestionarios se pasaron una sola vez, entregándose y recogiendo en los minutos finales de las clases en las que mayor asistencia solía haber. Asimismo, los mismos profesores explicaron el objetivo del estudio y la forma de cumplimentar el test, informando también del carácter confidencial, voluntario y anónimo de la investigación.

Se calcularon frecuencias absolutas y relativas (porcentajes) para las distintas variables y se evaluó la existencia de diferencias según el curso (categorizado en: a) 1º-2º; b) 3º-4º; y c) 5º-6º). Además, se realizó un análisis univariante en el que se consideró variable resultado el tener o no intención de vacunarse de gripe cuando ejercieran como TS y como variables explicativas la edad, curso, nacionalidad, conocimientos e importancia de las distintas fuentes de información de la vacuna. Para ello se utilizó la prueba χ^2 y para cuantificar la asociación se calcularon las odds ratio (OR) y sus intervalos de confianza del 95% (IC95%). Posteriormente se realizó un análisis de regresión logística múltiple con las variables en las que se observó asociación significativa en el análisis univariante.

El nivel de significación estadística considerado en todos los contrastes de hipótesis fue $p < 0,05$ y el programa de análisis empleado el SPSS v20.0.

RESULTADOS

El número de estudiantes que respondieron el cuestionario fue 654 (57,9%) de los 1.130 alumnos matriculados en alguno de los seis cursos de la carrera de medicina y 82,4% de los 794 alumnos presentes en clase en el momento en el que se distribuyó el cuestionario. 455 (69,6%) de los 654 estudiantes eran mujeres, con una edad de entre 18 y 23 años en el 89,0% de los casos.

De los 654 alumnos 412 (63,0%) manifestaron tener intención de recibir la vacuna antigripal cuando fueran TS (1º y 2º curso: 184 (62,6%) de 294 ; 3º y 4º curso (61,1%) de 198 ; 5º y 6º curso: 107 (66,0%) de 162; $p=0,615$). Por su parte, los restantes 242 (37,0%) estudiantes respondieron que no tenían intención de vacunarse cuando ejercieran.

Entre las razones alegadas para tener intención de vacunarse destacaron: considerarlo conveniente (68,2%), el riesgo de poder transmitir la gripe a los pacientes (65,5%) y el riesgo de que los pacientes pudieran transmitírsela a ellos (64,8%). Asimismo, según el curso, se observaron diferencias estadísticamente significativas en varios de los motivos, en particular considerar la efectividad de la vacuna como motivo para tener intención de vacunarse fue el que más difirió, existiendo una diferencia de hasta 18,1 puntos porcentuales entre los alumnos de 5º-6º con respecto a los de 1º-2º curso (tabla 1).

Las principales razones para justificar no prever vacunarse fueron: considerarse en bajo riesgo de padecer la gripe (41,7%), evitar inyecciones/medicación innecesaria (27,7%) y dudas sobre la efectividad de la vacuna (17,4%). En concreto, la inconveniencia/estar demasiado ocupado como motivo para no tener intención de vacunarse fue la única razón en la que se detectaron diferencias esta-

Tabla 1
Razones alegadas para tener intención o no de vacunarse frente a la gripe cuando sean trabajadores sanitarios según el curso

	1º-2º curso n (%)	3º-4º curso n (%)	5º-6º curso n (%)	p
Razones alegadas para tener intención de vacunarse:				
- Considero que es conveniente vacunarme	126 (68,5)	85 (70,2)	70 (65,4)	0,733
- Riesgo de que pueda transmitir la gripe a los pacientes	127 (69,0)	67 (55,4)	76 (71,0)	0,019
- Riesgo de que pacientes me puedan transmitir la gripe	132 (71,7)	76 (62,8)	59 (55,1)	0,015
- Cumplir con la política de vacunación del hospital, centro de salud o clínica privada donde ejerza	66 (35,9)	51 (42,1)	44 (41,1)	0,481
- Riesgo de que pueda transmitir la gripe a mi familia o a las personas con las que conviva	84 (45,7)	36 (29,8)	39 (36,4)	0,000
- La vacuna es efectiva	39 (21,2)	46 (38,0)	42 (39,3)	0,001
- Me han recomendado vacunarme	19 (10,3)	28 (23,1)	23 (21,5)	0,005
- La vacuna es gratuita	11 (6,0)	13 (10,7)	18 (16,8)	0,013
- La vacuna me protegió de la gripe en el pasado	5 (2,7)	10 (8,3)	7 (6,5)	0,088
- Padecer una enfermedad crónica	4 (2,2)	8 (6,6)	9 (8,4)	0,044
- Haber tenido la gripe anteriormente	4 (2,2)	9 (7,4)	4 (3,7)	0,076
Total	184	121	107	
Razones alegadas para no tener intención de vacunarse:				
- Bajo riesgo de padecer la gripe	49 (44,5)	29 (37,7)	23 (41,8)	0,643
- Evitar pinchazos o medicación innecesaria	29 (26,4)	28 (36,4)	10 (18,2)	0,065
- La vacuna no es efectiva	17 (15,5)	19 (24,7)	6 (10,9)	0,093
- Se me olvidará	18 (16,4)	8 (10,4)	8 (14,5)	0,508
- Miedo a los efectos adversos de la vacuna	15 (13,6)	10 (13,0)	6 (10,9)	0,884
- Inconveniencia / Estaré demasiado ocupado	5 (4,5)	6 (7,8)	11 (20,0)	0,005
- En el pasado tuve la gripe pese a haberme vacunado	8 (7,3)	10 (13,0)	2 (3,6)	0,138
- Coste de la vacunación	6 (5,5)	3 (3,9)	2 (3,6)	0,823
- Contraindicación médica	2 (1,8)	3 (3,9)	0 (0)	0,291
- No saber dónde conseguir la vacuna	1 (0,9)	1 (1,3)	1 (1,8)	0,882
Total	110	77	55	

Resultados de las respuestas expresados como frecuencias absolutas (n) y relativas (%).

dísticamente significativas entre distintos cursos (tabla 1).

Por lo que respecta a los conocimientos evaluados 104 (15,9%) de los 654 estudiantes contestaron adecuadamente a 5 o más de las 8 preguntas efectuadas, existiendo diferencias estadísticamente significativas según el curso (1º-2º curso: 17 de 294 (5,8%); 3º-4º curso: 20 de 198 (10,1%); 5º-6º curso: 67 de 162 (41,4%); $p=0,000$). El mayor porcentaje de res-

puestas correctas se obtuvo para los ítems “conocer que la vacuna está indicada en TS” (61,0%) y “no puede causar la gripe” (43,7%). Por su parte, considerar que la lactancia y la inmunosupresión no representan una contraindicación para recibir la vacuna fue respondido de manera inadecuada por el 83,2% y 80,4% del alumnado, respectivamente. Según el curso, hubo diferencias estadísticamente significativas en todos los conocimientos estudiados, principalmente en los ítems

Tabla 2
Conocimientos de los estudiantes de medicina según el curso

	1°-2° curso (n= 294)	3°-4° curso (n= 198)	5°-6° curso (n= 162)	P
La vacuna de la gripe está indicada en todos los trabajadores de centros sanitarios				
Verdadero*	160 (54,4)	116 (58,6)	123 (75,9)	0,000
Falso	134 (45,6)	82 (41,4)	39 (24,1)	
Una persona puede contraer la gripe a través de la vacuna				
Verdadero	193 (65,6)	110 (55,6)	65 (40,1)	0,000
Falso*	101 (34,4)	88 (44,4)	97 (59,9)	
¿Cuál/es de las siguientes situaciones contraindica recibir la vacuna antigripal?				
Lactancia				
Verdadero	267 (90,8)	173 (87,4)	104 (64,2)	0,000
Falso*	27 (9,2)	25 (12,6)	58 (35,8)	
Alergia al huevo				
Verdadero*	84 (28,6)	34 (17,2)	54 (33,3)	0,001
Falso	210 (71,4)	164 (82,8)	108 (66,7)	
Infección leve del tracto respiratorio superior				
Verdadero	243 (82,7)	154 (77,8)	79 (48,8)	0,000
Falso*	51 (17,3)	44 (22,2)	83 (51,2)	
Embarazo				
Verdadero	263 (89,5)	173 (87,4)	84 (51,9)	0,000
Falso*	31 (10,5)	25 (12,6)	78 (48,1)	
Enfermedad febril aguda grave				
Verdadero*	89 (30,3)	87 (43,9)	99 (61,1)	0,000
Falso	205 (69,7)	111 (56,1)	63 (38,9)	
Inmunosupresión				
Verdadero	254 (86,4)	165 (83,3)	107 (66,1)	0,000
Falso*	40 (13,6)	33 (16,7)	55 (33,9)	

Resultados de las respuestas expresados como frecuencias absolutas (n) y relativas (%). * Respuesta correcta.

“conocer que ni el embarazo ni las infecciones leves del tracto respiratorio superior suponen una contraindicación”, en los que los porcentajes de respuestas adecuadas fueron, respectivamente, 37,6 y 33,9 puntos más altos en alumnos de 5°-6° que en los de 1-2° curso (tabla 2).

En cuanto a la importancia de las fuentes información sobre la vacuna fueron valoradas como muy importantes las clases/prácticas (17,9%), médico/a y enfermera/o personal (15,6%), los artículos de revistas médicas (12,8%), libros de texto (11,6%), familiares/amigos (8,8%), internet (8,4%), TV/radio (7,2%), farmacéuticos (4,4%), periódicos/magazines (2,9%) y otros compañeros (1,0%).

Los resultados del estudio de asociación univariante entre las características de los alumnos, sus conocimientos, y la intención de vacunarse cuando fueran TS se recogen en la tabla 3. Conocer que la vacuna está indicada en TS se asoció significativamente con la intención de vacunarse (OR:2,2;IC95%:1,6-3,0). Otros factores que también se asociaron con dicha intención fueron: valorar como fuentes de información muy importantes tanto a los artículos científicos como a los farmacéuticos (OR: 1,8 (IC95%: 1,0-3,2); p=0,043 y OR: 6,8 (IC95%: 1,6-29,5); p= 0,006, respectivamente) y responder adecuadamente al menos a 5 de las 8 preguntas de conocimientos (OR: 1,7 (IC95%: 1,1-2,8); p= 0,027). Los

Tabla 3
Estudio de asociación entre características de los alumnos, conocimientos sobre vacuna antigripal e intención de vacunarse cuando sean trabajadores sanitarios

	Intención de vacunarse		OR (IC 95%)*	P
	Sí (n=412)	No (n=242)		
Edad (años) - % (n)				
18-23	89,3% (368)	88,4% (214)	1,1 (0,7-1,8)	0,824
> 24	10,7% (44)	11,6% (28)	1	
Sexo - % (n)				
Hombre	30,6% (126)	30,2% (73)	1,0 (0,7-1,4)	0,981
Mujer	69,4% (286)	69,8% (169)	1	
Nacionalidad - % (n)				
Española	85,2% (351)	86,8% (210)	0,9 (0,6-1,4)	0,657
Otras	14,8% (61)	13,2% (32)	1	
Curso - % (n)				
Curso 5º-6º	26,0% (107)	22,7% (55)	1,2 (0,8-1,8)	0,462
Curso 3º-4º	29,4% (121)	31,8% (77)	0,9 (0,6-1,4)	0,741
Curso 1º-2º	44,7% (184)	45,5% (110)	1	
Conocer indicación en TS - % (n)				
Sí	68,0% (280)	49,2% (119)	2,2 (1,6-3,0)	0,000
No	32,0% (132)	50,8% (123)	1	
Conocer que no causa gripe - % (n)				
Sí	45,4% (187)	40,9% (99)	1,2 (0,9-1,7)	0,301
No	54,6% (225)	59,1% (143)	1	
Conocer contraindicación en:				
- Alérgicos al huevo - % (n)				
Sí	26,0% (107)	26,9% (65)	0,9 (0,7-1,4)	0,875
No	74,0% (305)	73,1% (177)	1	
- Enfermedad febril grave - % (n)				
Sí	40,3% (166)	45,0% (109)	0,8 (0,6-1,1)	0,269
No	59,7% (246)	55,0% (133)	1	
Conocer compatibilidad con:				
- Embarazo - % (n)				
Sí	21,8% (90)	18,2% (44)	1,3 (0,8-1,9)	0,308
No	78,2% (322)	81,8% (198)	1	
- Lactancia - % (n)				
Sí	18,9% (78)	13,2% (32)	1,5 (0,9-2,4)	0,076
No	81,1% (334)	86,8% (210)	1	
- Inmunosupresión - % (n)				
Sí	19,9% (82)	19,0% (46)	1,1 (0,7-1,6)	0,860
No	80,1% (330)	81,0% (196)	1	
- Infección respiratoria leve - % (n)				
Sí	26,9% (111)	27,7% (67)	0,9 (0,7-1,4)	0,908
No	73,1% (301)	72,3% (175)	1	

Resultados expresados como frecuencias relativas (%) y absolutas (n). * OR (IC 95%): Odds Ratio (Intervalo de Confianza del 95%).

resultados del análisis de regresión logística evidenciaron cómo las variables que finalmente se asociaron significativamente con la intención de vacunación fueron conocer que está indicada en TS

[OR: 2,3 (IC95%: 1,6-3,3), p= 0,000] y estimar a los farmacéuticos como muy importantes fuentes de información de la vacuna antigripal [OR: 6,2 (IC95%: 1,4-26,8), p= 0,016].

DISCUSIÓN

Más de la mitad de los estudiantes manifestaron tener intención de vacunarse durante su futuro ejercicio profesional. La principal razón para ello fue considerarlo conveniente mientras que el motivo más común para no prever vacunarse fue percibir un riesgo bajo de padecer gripe. Conocer que la vacuna está indicada en TS se asoció con la intención de vacunarse.

Este trabajo es, hasta nuestro conocimiento, el único que ha investigado las razones por las que estudiantes de todos los cursos de la carrera de medicina de una universidad española tienen previsto vacunarse o no de gripe cuando sean TS, pues, hasta la fecha, dicha investigación se ha centrado exclusivamente en estudiantes de último curso de diferentes carreras sanitarias¹⁶.

La particularidad de que hayamos estudiado la intención de vacunarse cuando fueran TS, en lugar de determinar la intención que presentaban con respecto a recibir la vacuna durante la siguiente temporada gripal, o conocer cuál era el porcentaje de estudiantes que se habían vacunado en la última temporada, tal como han hecho diversos autores en otras partes del mundo^{9,11,14,17}, se debe a que en España, la Comisión de Salud Pública del Consejo Interterritorial del Sistema Nacional de Salud recomienda la vacunación anual frente a gripe en TS pero no en estudiantes sanitarios⁵.

De acuerdo a este matiz, la intención de vacunación, que detectamos en nuestros estudiantes, fue más alta que la documentada en determinados países, tales como Alemania o Reino Unido, donde Betsch et al¹⁴ en alumnos de medicina de la Universidad de Frankfurt, y Hunt et al⁹ en alumnos de enfermería de la Universidad de Nottingham, describieron cómo hasta el 80,2% de tales estudiantes no tenían intención de vacunarse frente a la gripe durante la siguiente temporada⁹. Por su parte, la inten-

ción manifestada por nuestro alumnado se situó en una posición intermedia con respecto a la frecuencia de vacunación registrada en estudiantes de medicina de EEUU¹⁰⁻¹², en los que dicha cobertura oscila entre un 48%¹⁰ y un 92%¹². Finalmente, la intención detectada se halla considerablemente por encima de la frecuencia de vacunación documentada en España¹⁸⁻²⁰, donde las coberturas obtenidas en los últimos años se han cuantificado entre un 11,2%¹⁸ y un 35,0% en personal sanitario en general²⁰ y entre un 19,2%¹⁸ y un 38,1%¹⁹ en personal facultativo en particular.

Esta sorprendente discrepancia entre la intención de vacunación de nuestros estudiantes y las coberturas alcanzadas en TS de nuestro país podría justificarse por la existencia de un sesgo por conveniencia social (*social desirability bias*), dado que los alumnos podrían haber decidido seleccionar la respuesta considerada como la socialmente más aceptable²¹. No obstante, no haber empleado la entrevista personal para recoger la información, al haberse utilizado, en su lugar, un cuestionario anónimo autocumplimentado, en el que, además, en ningún caso se recogía información que pudiera quebrantar el mencionado anonimato de los respondedores (al no registrarse el nombre/apellidos, la fecha de nacimiento, o la nacionalidad de los alumnos no españoles) constituye un modo de haber controlado la presencia de dicho potencial sesgo²¹.

Asimismo, la mencionada discrepancia resulta difícil de explicar, sobre todo si tenemos en cuenta los resultados de los escasos trabajos que han investigado la relación intención-comportamiento para la vacunación antigripal en TS²². Así, Godin et al²², en un estudio realizado para establecer qué factores determinan que el personal sanitario se vacune o no de la gripe, observaron cómo ajustando por la variable comportamiento previo la intención constituía el principal factor seguido del sentimiento de remordimiento, la moralidad y la situación laboral

(jornada completa o parcial). Dado que, tal y como señala dicho autor, la mayoría de las personas actúan de acuerdo a su intención, y dado que en nuestro medio no existe información específica sobre la cobertura de vacunación antigripal en personal sanitario de nueva incorporación al mundo laboral, se hace necesario realizar una investigación para conocer dicha cobertura. De este modo, en caso de que fuera igual de baja que las registradas hasta ahora en TS en general, se debería estudiar qué sucede en el entorno laboral de nuestro país para que personas con una intención de vacunación a priori tan alta no se vacunen cuando ejercen su actividad profesional.

Por lo que respecta a las razones manifestadas, para tener intención de vacunarse, destacaron cómo las tres más frecuentes por al menos el 64% del total de alumnos la conveniencia, el riesgo de transmitir gripe a los pacientes y el riesgo de que los pacientes pudieran transmitírsela. Estas razones presentan la particularidad de encontrarse entre las principales por las que los estudiantes de medicina se vacunan de la gripe en otros países^{8,10,11}. Asimismo, el que hayamos detectado cómo más de la mitad aludió al riesgo de poder transmitir la gripe a los pacientes, probablemente indica falta de conocimientos en el resto de estudiantes en cuanto al papel del profesional sanitario en la transmisión nosocomial del virus de la gripe, hallazgo relevante pues el motivo principal, para recomendar la vacunación en TS es proteger la salud de los pacientes a los que atienden⁶.

Otros motivos frecuentes para prevenir vacunarse fueron el riesgo de sufrir gripe o transmitirla a su familia. Por ello, una posible estrategia para mejorar dicha intención sería incluir información específica sobre gripe y su vacuna en TS en el temario del programa docente de la carrera de medicina. En él se haría constar la susceptibilidad del trabajador frente a este virus y la posibilidad de transmitirlo tanto a los pacientes que

atienda como a las personas que convivan con él. Además, todo tipo de personal sanitario (médico, enfermería y farmacéutico) con el que se hacen las prácticas debería informar a los estudiantes así como indicarles que se vacunen cuando sean TS, dado que: a) conocer tal indicación se asoció con la intención de recibir la vacuna; b) las clases/prácticas fueron frecuentemente consideradas como las fuentes de información más importantes para recibir información específica sobre la vacuna; y c) confiar en la información que pueden aportar determinados TS (farmacéuticos) se asoció con una mayor intención de vacunarse.

La efectividad de la vacuna destacó por ser un motivo citado tanto por los que tenían intención de vacunarse como por los que no, principalmente en alumnos de 3º-4º curso. Cuestionar la efectividad manifiesta un déficit de conocimientos sobre este aspecto, ya que previene el 70-90% de las gripes en adultos sanos menores de 65 años si la cepa del virus incluido coincide con la circulante⁵. Dado que su efectividad disminuye en ancianos y personas inmunodeprimidas⁵, vacunar al TS representa un modo de proteger indirectamente a estos grupos de población, aspecto destacable ya que sólo el 52,6% de los pacientes mayores de 65 años con enfermedades crónicas que ingresan en hospitales están vacunados²³.

En cuanto a las razones manifestadas para no prevenir vacunarse, se observó una gran heterogeneidad en las respuestas obtenidas, sin que ninguna fuese seleccionada por más del 42% del alumnado. Este hallazgo es en sí mismo importante, ya que revela la complejidad de la situación e indica cómo se precisa proporcionar formación diversa para rebatir cada una de ellas. En particular, percibir un riesgo bajo de padecer gripe (principal razón para no tener intención de vacunarse) demostró, nuevamente, cómo algunos alumnos no reconocen el papel del TS en la transmisión nosocomial del virus y por ello se hace preciso

que durante su formación universitaria se incida específicamente sobre la responsabilidad ética que tiene el personal sanitario en cuanto a proteger a sus pacientes de sufrir una gripe nosocomial²⁴.

Por su parte, el evitar inyecciones/medicación innecesaria y el miedo a los efectos adversos (EA) (frecuentes motivos por las que tanto estudiantes⁹⁻¹¹ como TS no se vacunan^{11,17,25}) también destacaron como razones para no prever vacunarse. Sin embargo, dada la seguridad de la vacuna^{5,26,27}, ningún alumno debería justificar su intención de no vacunarse por temor a los EA. Por este motivo, en su formación se debería informar sobre posibles EA y sobre su benignidad, señalando que no puede causar gripe, habida cuenta que dicho error de conocimiento se detectó con frecuencia.

Del mismo modo, se hace preciso proporcionar y/o reforzar la formación que específicamente se imparte sobre la vacuna antigripal en la facultad para subsanar los restantes errores de conocimientos que se detectan, sobre todo porque, tal y como hemos observado para determinados conocimientos con respecto a la intención, varios autores han demostrado cómo un mejor nivel de conocimientos se asocia con una mayor frecuencia de vacunación en estudiantes¹⁰ y en personal sanitario¹². A este respecto, la importancia de educar para conseguir buenas coberturas vacunales se ha minusvalorado argumentando que proporcionar formación no asegura la comprensión²⁸. Sin embargo, durante los años de carrera puede asegurarse la comprensión al evaluarla mediante exámenes. Además, tales años representan una excelente oportunidad de llegar a todos, aspecto que los programas formativos de TS no consiguen, como demuestra la escasa asistencia que suele haber a los cursos de formación continuada.

En cualquier caso, pese a que los conocimientos mejoraron durante la carrera, hallazgo que ha sido descrito también por

otros autores, como Milunic et al¹⁰, están lejos de poder considerarse como aceptables. En particular, el mencionado hecho de haber detectado conocimientos mejorables, similar a lo obtenido por otros autores en investigaciones llevadas a cabo en países de nuestro entorno, como Alemania, donde hasta el 36,5% de los estudiantes de medicina no conocían la recomendación oficial de que los TS reciban la vacuna antigripal¹⁴, es relevante, sobre todo cuando incluso los alumnos de los últimos cursos presentaron conocimientos muy mejorables. Este hallazgo es importante, porque la falta de conocimientos con los que los estudiantes finalizan sus estudios puede contribuir al mantenimiento de las bajas coberturas vacunales que se registran en nuestro país, ya no solo en TS sino en población general, dado que difícilmente un facultativo va a recomendar a sus pacientes que se vacunen de la gripe si él mismo no conoce las indicaciones y/o contraindicaciones correspondientes. Por su parte, en España, la cobertura vacunal en mujeres embarazadas se ha cuantificado en un 5,7%²⁹.

Entre las limitaciones de nuestro trabajo se encuentra haber sido realizado en una sola universidad, situación que motiva que se precisen desarrollar estudios similares para establecer si las necesidades formativas detectadas son iguales en el resto del país, lo cual es previsible dada la semejanza de los programas formativos. Asimismo, debido a que el trabajo se realizó exclusivamente en alumnos de medicina, no podemos generalizar los resultados al total de estudiantes sanitarios, siendo necesario llevar a cabo investigaciones específicas en los restantes alumnos de ciencias de la salud. En particular, consideramos que tales estudios se deberían hacer en todos los cursos dado que permitiría detectar necesidades formativas específicas potencialmente subsanables mediante las correspondientes intervenciones formativas a desarrollar en los distintos cursos y durante los años de formación universitaria.

Finalmente, pese a que las 654 personas que respondieron al cuestionario constituyeron la mayor serie de alumnos de medicina estudiados en todo el mundo, respecto a la intención o frecuencia de vacunación y conocimientos que poseen sobre dicha vacuna antigripal, y a pesar de que la tasa de respuesta fue mejor que la obtenida por otros autores, tales como Milunic et al (41%)¹⁰ o Wicker et al (23,8%)⁸, no podemos descartar la presencia de un posible sesgo por no respuesta, habitual en este tipo de investigaciones³⁰.

Con nuestro trabajo se muestra la necesidad de plantear una nueva forma de afrontar el problema de alcanzar adecuadas coberturas vacunales en TS, anticipándonos a su aparición al intervenir en estudiantes, impartiendo formación específica sobre gripe y su vacuna y evaluándola. Con ello planteamos una nueva forma con la que contribuir a mejorar dichas coberturas en nuestro medio, ya que es con la anticipación a la aparición de los problemas el modo con el que otras políticas de salud pública han logrado ser efectivas en España³¹. Además, dado que los estudiantes de medicina entran en contacto con pacientes durante su periodo de formación universitaria, pudiendo actuar como vectores en la transmisión del virus de la gripe¹⁰ y dado que la variable comportamiento previo (es decir, haber recibido la vacuna en el pasado) constituye un importante determinante de la vacunación antigripal²², también estimamos necesario que se implementen intervenciones para estimular a los alumnos a vacunarse por primera vez como primer paso para generar el hábito de vacunarse posteriormente todos los años. Por ello consideramos imprescindible que la Comisión de Salud Pública del Consejo Interterritorial del Sistema Nacional de Salud de nuestro país se plantee incluir a este colectivo de población en los grupos en los que recomienda que se vacunen anualmente de la gripe. De este modo, se aprovecharía que su intención se lleve a la

práctica, generándoles así el hábito que podrían mantener cuando fueran profesionales, con lo cual se mejorarían las futuras coberturas de vacunación en personal sanitario.

AGRADECIMIENTOS.

Al profesorado del Departamento de Medicina Preventiva, Salud Pública y Microbiología Médica de la Universidad de Salamanca, por su colaboración en la distribución del cuestionario; en especial, al Dr. Rafael González por su amistad y apoyo profesional a lo largo de estos últimos 10 años.

BIBLIOGRAFÍA

1. Loulergue P, Moulin F, Vidal-Trecan G, Absi Z, Demontpion C, Menager C, et al. Knowledge, attitudes and vaccination coverage of healthcare workers regarding occupational vaccinations. *Vaccine*. 2009;27:4240-3.
2. Maltezou HC, Maragos A, Katerelos P, Paisi A, Karageorgou K, Papadimitriou T, et al. Influenza vaccination acceptance among health-care workers: a nationwide survey. *Vaccine*. 2008;26:1408-10.
3. Gazmararian JA, Coleman M, Prill M, Hinman AR, Ribner BS, Washington ML, et al. Influenza vaccination of health care workers: policies and practices of hospitals in a community setting. *Am J Infect Control*. 2007;35:441-7.
4. Adal KA, Flowers RH, Anglim AM, Hayden FG, Titus MG, Coyner BJ, et al. Prevention of nosocomial influenza. *Infect Control Hosp Epidemiol*. 1996;17:641-8.
5. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Prevención de la Gripe. Vacunación antigripal. [Citado el 30 de noviembre de 2013]. Disponible en: <http://msc.es/ciudadanos/enfLesiones/enfTransmisibles/gripe/gripe.htm#prevencion>
6. Fiore AE, Shay DK, Broder K, Iskander JK, Uye-ki TM, Mootrey G, et al; Centers for Disease Control and Prevention. Prevention and control of seasonal influenza with vaccines: recommendations of the Advisory Committee on Immunization Practices (ACIP), 2009. *MMWR Recomm Rep*. 2009;58(RR-8):1-52.

7. Centers for Disease Control and Prevention (CDC). Prevention and control of seasonal influenza with vaccines. Recommendations of the Advisory Committee on Immunization Practices--United States, 2013-2014. *MMWR Recomm Rep*. 2013;62(RR-07):1-43.
8. Wicker S, Rabenau HF, von Gierke L, François G, Hambach R, De Schryver A. Hepatitis B and influenza vaccines: important occupational vaccines differently perceived among medical students. *Vaccine*. 2013;31:5111-7.
9. Hunt C, Arthur A. Student nurses' reasons behind the decision to receive or decline influenza vaccine: a cross-sectional survey. *Vaccine*. 2012;30:5824-9.
10. Milunic SL, Quilty JF, Super DM, Noritz GH. Patterns of influenza vaccination among medical students. *Infect Control Hosp Epidemiol*. 2010;31:85-8.
11. Christini AB, Shutt KA, Byers KE. Influenza vaccination rates and motivators among healthcare worker groups. *Infect Control Hosp Epidemiol*. 2007;28:171-7.
12. Martinello RA, Jones L, Topal JE. Correlation between healthcare workers' knowledge of influenza vaccine and vaccine receipt. *Infect Control Hosp Epidemiol*. 2003;24:845-7.
13. Ali S, Khakoo R, Fisher M, Hobbs GR. An assessment of influenza vaccination among health profession students. *Scand J Infect Dis*. 2007;39:822-5.
14. Betsch C, Wicker S. E-health use, vaccination knowledge and perception of own risk: drivers of vaccination uptake in medical students. *Vaccine*. 2012;30:1143-8.
15. Afonso N, Kavanagh M, Swanberg S. Improvement in attitudes toward influenza vaccination in medical students following an integrated curricular intervention. *Vaccine*. 2014;32:502-6.
16. Hernández-García I, Cardoso-Muñoz A, Moreno-Pascual C, Sáenz-González MC. Razones de los estudiantes sanitarios para tener intención de vacunarse o no de gripe cuando sean trabajadores sanitarios. *Enferm Clin*. 2011;21:300-1.
17. Askarian M, Khazaeipour Z, McLaws ML. Influenza vaccination uptake among students and clinical staff of a university in Iran. *Int J Infect Dis*. 2009;13:476-82.
18. del Villar-Belzunce A, Hernández-Navarrete MJ, Lapresta-Moros C, Solano-Bernad VM, Arribas-Llorente JL. Vacunación antigripal en personal sanitario. *Enferm Infecc Microbiol Clin*. 2007;25:247-9.
19. Sánchez-Payá J, Hernández-García I, Barrenegoa Sañudo J, Rolando Martínez H, Camargo Ángeles R, Cartagena Llopis L, et al. Determinantes de la vacunación antigripal en personal sanitario, temporada 2009-2010. *Gac Sanit*. 2011;25:29-34.
20. García de Codes A, Arrazola MP, de Juanes JR, Hernández MT, Jaén F, Sanz I. Campaña de vacunación antigripal (pandémica y estacional) en trabajadores de un hospital general (2009-2010). *Vacunas*. 2010;11:49-53.
21. Ipsos MORI Scotland. Four ways to get the truth out of respondents. [Citado el 23 de diciembre de 2013]. Disponible en: <http://www.ipsos-mori.com/contactus/offices/scotland/approachnews-letter/Approach-Autumn-2012.aspx>
22. Godin G, Vézina-Im LA, Naccache H. Determinants of influenza vaccination among healthcare workers. *Infect Control Hosp Epidemiol*. 2010;31:689-93.
23. Sánchez Muñoz-Torrero JF, Saponi Cortés JM, Ortiz Descante C, et al. Utilización y eficacia de la vacunación antigripal en la prevención de ingresos hospitalarios por descompensación cardiopulmonar en pacientes de alto riesgo en Cáceres. *Rev Clin Esp*. 2003;203:363-7.
24. Hollmeyer HG, Hayden F, Poland G, Buchholz U. Influenza vaccination of health care workers in hospitals--a review of studies on attitudes and predictors. *Vaccine*. 2009;27:3935-44.
25. Wicker S, Rabenau HF, Doerr HW, Allwinn R. Influenza vaccination compliance among health care workers in a German university hospital. *Infection*. 2009;37:197-202.
26. Sánchez-Payá J, Hernández-García I, Barrenegoa-Sañudo J, Camargo-Angeles R, Rincon A, Romero-Candeira S. Frecuencia de reacciones adversas y factores asociados tras la administración de la vacuna de la gripe en personal sanitario durante la temporada 2009-2010. *Rev Esp Salud Publica*. 2010;84:851-9.
27. Alguacil Ramos AM, Lluch Rodrigo JA, Portero Alonso A, Martín Ivorra R, Pastor Villalba E. Variabilidad en la notificación de reacciones adversas a las vacunas de la gripe pandémica y estacional: Temporadas 2009-2010 y 2010-2011, Comunitat Valenciana. *Rev Esp Salud Publica*. 2012;86:241-51.
28. Talbot TR. Improving rates of influenza vaccination among healthcare workers: educate; motivate; mandate?. *Infect Control Hosp Epidemiol*. 2008;29:107-10.

29. Bueno Campaña M, González Spinola A, Parra Cuadrado E, Quevedo Teruel S, Calvo Rey C. Vacunación antigripal en la embarazada. Prog Obstet Ginecol. 2010;53:293-6.
30. Villar Álvarez F. Sesgos y factores de confusión. En: Método epidemiológico. Madrid, Ministerio de Ciencia e Innovación; 2009. p. 47-73.
31. Martínez-González MA, de Irala J. Medicina preventiva y fracaso clamoroso de la salud pública: llegamos mal porque llegamos tarde. Med Clin (Barc). 2005;124:656-60.

ORIGINAL BREVE

CONSTRUCCIÓN Y VALIDACIÓN DEL CUESTIONARIO G_CLINIC PARA MEDIR LA SATISFACCIÓN LABORAL EN PROFESIONALES DE ENFERMERÍA DE LAS UNIDADES DE GESTIÓN CLÍNICA (*)

Ana M^a Porcel-Gálvez (1), Concepción Martínez-Lara (2), Eugenia Gil-García (3) y Alberto Grao-Cruces (4).

(1) Facultad de Enfermería, Fisioterapia y Podología de la Universidad de Sevilla. España.

(2) Hospital Virgen Macarena. Facultad de Enfermería, Fisioterapia y Podología de la Universidad de Sevilla. España.

(3) Facultad de Enfermería, Fisioterapia y Podología de la Universidad de Sevilla. España.

(4) Facultad del Deporte de la Universidad Pablo de Olavide. España.

(*) Este estudio forma parte de los resultados de una tesis doctoral defendida en la Universidad de Sevilla en el año 2013. Los autores pertenecen al grupo de investigación CTS-969 Innovación en cuidados y determinantes sociales en salud. El autor AGC es becario FPU del Ministerio de Educación (AP-2009-2938).

No existen conflictos de intereses.

RESUMEN

Fundamentos: La satisfacción laboral de los profesionales de enfermería es un factor determinante en la calidad y adaptación organizativa de los modelos de gestión clínica en el actual contexto socioeconómico. El objetivo del estudio fue construir y validar un cuestionario para conocer el nivel de satisfacción laboral de los profesionales enfermeros en las Unidades de Gestión Clínica en el Sistema Sanitario Público Andaluz.

Métodos: Estudio clinimétrico y transversal, tomando como muestra a 314 profesionales de enfermería pertenecientes a los Hospitales Universitarios Virgen del Rocío y Virgen Macarena de Sevilla. Las encuestas se realizaron en 2011, entre los meses de marzo a junio. Se utilizó como base el cuestionario Font Roja adaptado a las variables de nuestra investigación. Se realizó el análisis de correlaciones, fiabilidad, validez de constructo mediante Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) para comprobar el modelo apriorístico.

Resultados: Se construyó un cuestionario con 10 ítems, cuya consistencia interna es de 0,75 con un porcentaje explicativo de la varianza del 63,67%. El AFC corroboró 4 dimensiones (clima laboral, relaciones laborales, motivación y reconocimiento): χ^2 significativo ($p < .001$); $\chi^2/g1 = 2,013$; GFI=0,958, RMR=0,055 y RMSEA=0,057; AGFI=0,927, NFI=0,878, TLI=0,902, CFI=0,933 e IFI=0,935; AIC=132,486 y ECVI=0,423.

Conclusiones: Este nuevo cuestionario (G_Clinic) mejora los valores del cuestionario Font Roja, ya que disminuye el número de ítems, mejora la fiabilidad de cada una de las dimensiones, aumenta el valor de la varianza explicada y posibilita conocer la satisfacción de los profesionales de enfermería en la gestión clínica.

Palabras clave: Gestión en Salud. Satisfacción profesional. Validación. Enfermeros. Cuestionarios.

Correspondencia

Ana María Porcel Gálvez.

Facultad de Enfermería, Fisioterapia y Podología de la Universidad de Sevilla.

Avenida Sánchez Pizjuán s/n

41009 Sevilla

aporcel@us.es

ABSTRACT

G_Clinic Questionnaire to Assess Job Satisfaction in the Clinical Management Units, Spain

Background: Job satisfaction of nurses is a determinant factor in the quality and organizational adaptation of clinical management models in the current socio-economic context. The aim of this study was to construct and validate a questionnaire to measure job satisfaction of nurses in the Clinical Management Units in the Andalusian Public Health System.

Methods: Clinimetric and cross-sectional study with a sample of 314 nurses of two university hospitals from Sevilla. Nurses were surveyed in 2011, from March to June. We used the Font Roja questionnaire adapted to our study variables. We performed analyses of correlations, reliability and construct validity, using exploratory factor analysis (EFA) and confirmatory factor analysis (CFA) to test the a priori model.

Results: The end questionnaire consists of 10 items, whose internal consistency was 0.75, with a percentage of variance explaining of 63.67%. CFA confirmed 4 dimensions (work environment, work relationships, motivation, and recognition): significant χ^2 ($p < .001$); $\chi^2/g1 = 2.013$; GFI=0.958, RMR=0.055 y RMSEA=0.057; AGFI=0.927, NFI=0.878, TLI=0.902, CFI=0.933 e IFI=0.935; AIC=132.486 y ECVI=0.423.

Conclusion: This new questionnaire (G_Clinic) improves clinimetric values of the Font Roja questionnaire, because it reduces the number of items, improves the reliability of the dimensions, increases the value of variance explained, and allows knowing job satisfaction of nurses in clinical management.

Keyword: Health Management. Job satisfaction. Validation studies. Nurses. Questionnaires.

INTRODUCCIÓN

La satisfacción laboral de los profesionales sanitarios es un factor determinante de la calidad y adaptación organizativa sanitaria en el actual contexto socioeconómico^{1,2}. Hace referencia a la comparación implícita que el profesional realiza entre su situación laboral actual y la ideal³ y es clave para conocer la adaptación al entorno organizativo². Como constructo multidimensional, engloba dos grandes áreas, la primera incluiría los componentes emocionales hacia el trabajo y la segunda respondería al balance entre resultados/expectativas y prestaciones que el trabajo ofrece realmente³.

La satisfacción laboral, forma parte de la definición de la calidad de la atención prestada, repercute directamente en los resultados de las actividades asistenciales y en la satisfacción de los pacientes^{2,5}.

La implantación del modelo de Gestión Clínica en el Sistema Sanitario Público Andaluz (SSPA), a través de las Unidades de Gestión Clínica (UGC), es parte del modelo integrado de salud pública que da respuesta a nuevos contextos sensibles a las demandas sociales⁶, optimiza recursos y genera un aumento de la calidad asistencial y de la satisfacción del usuario⁷.

Las UGC son una iniciativa de gestión del Sistema Sanitario Público Español, que puede asemejarse a los Pôles del Sistema Sanitario Francés⁸ o los Trust del National Health Service británico⁹. Ha hecho posible cuantificar el rendimiento de la actividad asistencial a través de los cuadros de mando, creando una cultura de evaluación y de calidad ética¹⁰. Por su estilo de dirección favorece el suministro de cuidados de alta calidad a bajo coste elevando la satisfacción de los pacientes¹¹. Todos estos aspectos, derivan en relaciones profesionales más autónomas, elemento que ha demostrado ser clave en el proceso de

adaptación y consolidación de un modelo de gestión funcional^{2,12}.

Según Locke, los principales factores de la satisfacción serían los derivados de un trabajo mentalmente estimulante, las recompensas equitativas y la percepción de apoyo laboral de jefes y compañeros¹³. Y aunque existen estudios que han analizado las relaciones entre la satisfacción y los componentes intrínsecos (como la motivación y el reconocimiento) y extrínsecos (como el liderazgo y la incentivación económica)¹⁴⁻¹⁶, no tenemos constancia de instrumentos específicos que valoren los componentes de la satisfacción en el contexto que proporcionan un nuevo modelo organizativo, como son las UGC en la gestión clínica.

Tradicionalmente, en el Sistema Sanitario, para analizar la satisfacción de los profesionales sanitarios se ha utilizado, el cuestionario Font Roja^{17,18}. Este cuestionario no ha sido examinado en entornos clínicos del nuevo contexto organizativo que proporcionan las UGC y aunque se ha explorado el número de factores en la aplicación empírica (AFE) no se ha corroborado mediante contraste de hipótesis apriorísticas (AFC). El AFC, variante más poderosa del AFE, permite corroborar hipótesis referentes a la conformación de indicadores en factores teóricamente establecidos, lo que nos permitirá probar la relación entre constructos no observables¹⁹.

El objetivo de este trabajo fue construir y validar un cuestionario para conocer el nivel de satisfacción laboral de los profesionales de enfermería en las Unidades de Gestión Clínica en el Sistema Sanitario Público Andaluz

MATERIAL Y MÉTODOS

Diseño. Estudio transversal, tomando como base el cuestionario Font Roja^{17,18}, adaptado.

Muestra y participantes. Se estimó un tamaño muestral de 357 profesionales, según las recomendaciones de Morales Vallejo²⁰ trabajando con un nivel de confianza del 95%, con una tasa de reposición del 30% y un error asumido del 0,5. Los cuestionarios válidos fueron finalmente los de 314 profesionales de enfermería. El muestreo fue oportunista, consecutivo a toda la población elegida. Los profesionales participantes se encontraban trabajando en el tiempo de la cumplimentación del cuestionario, la rotación de turnos le proporcionó aleatoriedad al muestreo. El estudio se realizó entre los meses de marzo a junio de 2011 en los Hospitales Virgen Macarena y Virgen del Rocío de Sevilla que cuentan con una población de 5.736 enfermeras. Eran susceptibles de participar todos los diplomados de enfermería en activo en ambas entidades hospitalarias durante el periodo de recogida de la información. Se excluyó a los enfermeros especialistas debido a la especificidad de sus actividades profesionales.

Cuestionario. Se utilizó el cuestionario Font Roja^{17,18} adaptado a las características de nuestro estudio con dos ítems más que el cuestionario original. El cuestionario Font Roja consta de 24 ítems dispuestos en 9 dimensiones: satisfacción por el trabajo (4 ítems), tensión relacionada con el trabajo (5 ítems), competencia profesional (3 ítems), presión del trabajo (2 ítems), promoción profesional (3 ítems), relación interpersonal con sus jefes (2 ítems), relación interpersonal con los compañeros (1 ítems), características extrínsecas del estatus (2 ítems) y monotonía laboral (2 ítems), y utiliza una escala de Likert en la que el 1 es el grado de mínima satisfacción y el 5 la satisfacción máxima, distribuidos en 9 factores que explican del 60-69% de la varianza^{17,18}.

Al cuestionario original se le añadieron dos nuevos ítems para valorar las características de las UGC, ítem 25 (en la UGC

se recibe más salario por la productividad) e ítem 26 (la UGC fomenta el trabajo en equipo).

Análisis de datos. Se determinó la fiabilidad mediante la prueba alfa de Cronbach y el coeficiente de correlación intraclase (CCI). La validez de constructo se realizó mediante análisis factorial exploratorio (AFE), previamente se realizó una evaluación mediante la media de adecuación de la muestra (KMO) propuesta por Kaiser, Meyer y Olkin, y la prueba de Esfericidad de Bartlett. Para la rotación de los componentes se utilizó el método Varimax, que minimiza el número de variables con cargas altas en un factor, mejorando así la capacidad de interpretación, aceptándose los que poseen una R de Pearson > 0,4.

Se efectuó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el programa AMOS 20.0 (IBM Software Group, Chicago, Illinois, Estados Unidos) para probar si la estructura factorial exploratoria presentaba unos índices de ajuste correctos y de no ser así perfeccionar el modelo. Se utilizó el método de estimación de máxima verosimilitud, que en el caso de ausencia de normalidad multivariada en los datos obtenidos (coeficiente de Mardia) se aplicaría junto al procedimiento *bootstrapping*. El ajuste del modelo se valoró a través de la significación de las cargas factoriales (se eliminaron los ítems con carga < 0,40 o con nivel de significación $p > 0,05$) y por el grado de coincidencia entre la matriz de varianzas-covarianzas original y la matriz representada respecto a los indicadores de bondad de ajuste. Se utilizaron los siguientes indicadores de bondad de ajuste: estadístico χ^2 , la razón entre χ^2 y el número de grados de libertad (χ^2/gl), otros índices de ajuste de carácter absoluto: índice de bondad de ajuste (GFI), raíz del residuo cuadrático promedio (RMR), raíz del residuo de aproximación cuadrático promedio (RMSEA), índice de bondad de ajuste corregido (AGFI), índice de ajuste normalizado (NFI), índice de Tucker-Lewis (TLI),

índice de bondad de ajuste comparativo (CFI) e índice de ajuste incremental (IFI), tomando como referencia los criterios de Hu y Bentler²¹. De acuerdo con Byrne²² estos indicadores se complementaron con el criterio de información de Aiken (AIC) y el índice de validación cruzada esperada (ECVI).

Aspectos éticos. Junto con el consentimiento informado a los profesionales participantes en el estudio se les entregó una hoja informativa con el título, objetivos y metodología del estudio así como datos de contacto con la investigadora. También se reflejó que no se percibiría compensación económica por la participación, que no se trataba de un estudio financiado y que existía la posibilidad de retirarse de la investigación en cualquier momento.

El consentimiento informado explicaba que el estudio contaba con todas las garantías de confidencialidad según lo dispuesto en la Ley Orgánica 15/1999 de 13 de diciembre de Protección de Datos de Carácter Personal²³, manteniéndose durante su desarrollo la confidencialidad de los datos obtenidos, especialmente durante el análisis, quedando toda la información protegida por la Ley 12/1989 que regula el secreto estadístico.

RESULTADOS

El resultado de la prueba KMO fue de 0,741 (prueba de Esfericidad de Bartlett >0,000). Tras el AFE el número de ítems se redujo a 18 que quedaron agrupados en 7 factores. El poder explicativo de la varianza fue del 63,67% y el resultado del alfa de Cronbach de 0,76. En la rotación varimax, los ítems obtuvieron pesos iguales o mayores a $r=0,40$ en el factor al que pertenecían (tabla 1).

Respecto al análisis factorial confirmatorio (AFC), la distribución de los datos se alejó de la distribución normal multivariada, ya que el coeficiente de Mardia fue

61,562. El modelo teórico hipotetizado resultante del AFE estuvo compuesto por 18 ítems y mostró los siguientes valores en los indicadores de bondad de ajuste: χ^2 significativo ($p < ,001$); $\chi^2/gl=2,246$; GFI=0,920, RMR=0,078 y RMSEA=0,063; AGFI=0,880, NFI=0,768, TLI=0,800, CFI=0,851 e IFI=0,857; AIC=369,995 y ECVI=1,182.

Se eliminó del modelo el ítem 25, cuya carga factorial no fue significativa ($p=0,155$), y los ítems 24, 16 y 17, al tener una carga factorial inferior a 0,40. Consecuentemente, se suprimieron las dimensiones que tras la subsanación del modelo quedaban explicadas por un único ítem. El modelo resultante estuvo formado por 10 ítems agrupados en cuatro dimensiones y su ajuste superó la práctica totalidad de criterios establecidos: χ^2 significativo ($p<0,001$); $\chi^2/gl=2,013$; GFI=0,958, RMR=0,055 y RMSEA=0,057; AGFI=0,927, NFI=0,878, TLI=0,902, CFI=0,933 e IFI=0,935; AIC=132,486 y ECVI=0,423 (figura 1).

DISCUSIÓN

Tras el análisis psicométrico obtuvimos una nueva propuesta de cuestionario (anexo 1) para medir la satisfacción laboral de los profesionales de enfermería en las UGC al que hemos denominado G_Clinic, formado por 10 ítems en 4 dimensiones (clima laboral, relaciones laborales, motivación y reconocimiento), 17 ítems y 5 dimensiones menos que el cuestionario utilizado para este estudio (el cuestionario Font Roja adaptado de 26 ítems), con buenas propiedades psicométricas y cumpliendo el Principio de Parsimonia o Navaja de Ockan, es decir, entre dos posibles modelos similares se elige el más sencillo y que menos suposiciones necesite para su construcción²⁴.

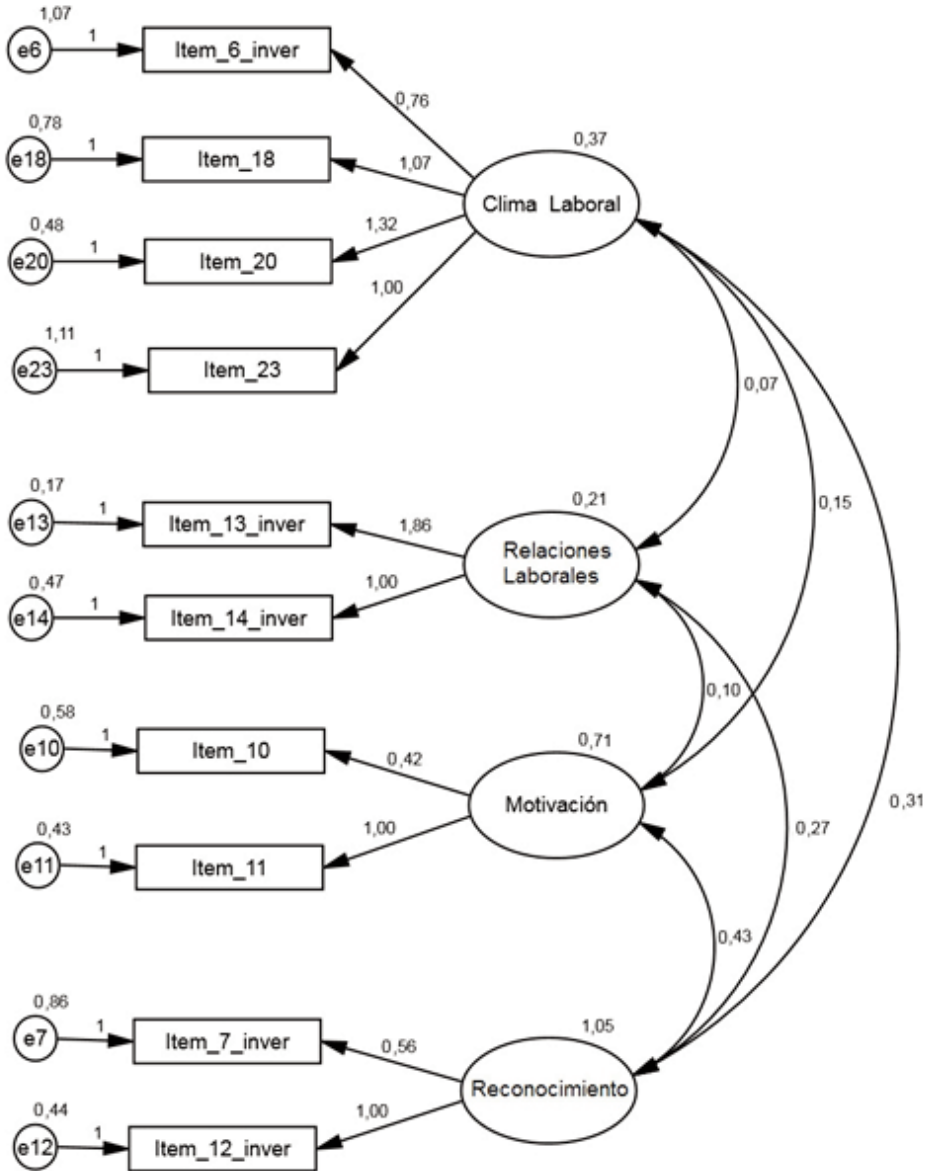
Son numerosos los estudios que han utilizado el cuestionario Font Roja para valorar la satisfacción laboral de las enfermeras en

Tabla 1

Análisis factorial exploratorio. Matriz de componentes rotados del cuestionario de Font Roja adaptado reducido a 18 ítems tras el análisis de fiabilidad

Dimensiones		Componentes							Cuestionario G_Clinic
		1	2	3	4	5	6	7	
Clima laboral	Item_18	0,735							Con frecuencia tengo la sensación de que me falta tiempo para realizar mi trabajo
	Item_6_inver	0,573							El trabajo hospital perturba estado de ánimo
	Item_20	0,735							Creo que mi trabajo es excesivo, no doy abasto con las cosas que hay que hacer
	Item_23	0,623							Con frecuencia siento no tener recursos suficientes para hacer mi trabajo tan bien como sería deseable
	Item_24	0,526							Con frecuencia la competitividad o estar a la altura de los demás en mi puesto de trabajo me causa estrés o tensión
Relaciones laborales	Item_13_inver		0,788						La relación con mis superiores es muy cordial
	Item_14_inver		0,778						Las relaciones con mis compañeros/as son muy cordiales
UGC	Item_25_inver			0,800					En la UGC se recibe más salario por la productividad
	Item_26_inver			0,767					La UGC fomenta el trabajo en equipo
Insatisfacción laboral	Item_10				0,753				Tengo muy poco interés por las cosas que realizo en mi trabajo
	Item_11				0,721				Tengo la sensación de que lo que estoy haciendo no vale la pena
Reconocimiento	Item_7_inver					0,699			En mi trabajo me encuentro muy satisfecho
	Item_12_inver					0,546			Generalmente, el reconocimiento que obtengo por mi trabajo es muy reconfortante
	Item_9					0,464			Tengo pocas oportunidades para organizar mi trabajo
Adecuación al puesto	Item_8						0,619		Para organizar mi trabajo tengo poca independencia
	Item_16_inver						0,758		Estoy convencido/a que el puesto de trabajo que ocupo es el que me corresponde por capacidad y preparación
Promoción	Item_17_inver							0,753	Tengo muchas posibilidades de promoción profesional
	Item_19_inver							0,419	Estoy seguro/a de conocer lo que se espera de mí en el trabajo por parte de mis superiores

Figura 1
Modelo resultante del análisis factorial confirmatorio



diferentes contextos organizativos. Sin embargo, estos precedentes utilizan versiones del citado cuestionario tan extensas como moderadas desde el punto de vista psicométrico²⁵⁻²⁷. Y no hemos encontrado estudios que corroboren sus dimensiones mediante un AFC. Lo que supone un avance en la evaluación de la satisfacción de los profesionales en la gestión clínica.

Las dimensiones de la satisfacción que corroboran nuestra investigación son clima laboral o estrés en el trabajo, relaciones laborales (con compañeros y jefes), motivación y reconocimiento, factores intrínsecos de la motivación¹⁴⁻¹⁶. El liderazgo en este modelo organizativo podría entenderse como un fenómeno de influencia grupal necesario para sumar los esfuerzos individuales para alcanzar los objetivos compartidos por el grupo²⁸.

No se ha incluido en la construcción del cuestionario G_Clinic el componente de incentivación económica en el contexto de un Sistema Sanitario Público, al igual que hacen otros autores^{17,18}. En él prevalecen medidas de eficiencia e instrumentales para guiar la gestión, como son los contratos-programa, los cuadros de mando o los programas de mejora de la calidad²⁹.

Aunque en principio el cuestionario G_Clinic fue pensado para cuantificar la satisfacción en las UGC, tras el AFC tenemos una versión que podría aplicarse a cualquier modelo de gestión hospitalario, al carecer de una dimensión que cuantifique específicamente la satisfacción profesional de las enfermeras en estas unidades. No obstante este aspecto tendría que ser valorado en investigaciones posteriores y entraría a formar parte de las limitaciones de este estudio. A esta limitación habría que sumar las referidas al diseño, ya que al tratarse de un estudio de corte transversal no hemos podido obtener resultados acerca de la estabilidad de la medida, la sensibilidad al cambio y la validez predictiva que hubiese requerido un enfoque longitudinal.

Los gestores de las organizaciones deben desarrollar intervenciones para mejorar la satisfacción del trabajo de enfermería y así asegurar resultados de calidad al paciente^{30,31}. Y aunque existen estudios que han analizado la satisfacción laboral en base la relevancia de los modelos de calidad total dentro del contexto sanitario asistencial, como las características de la organización hospitalaria en el caso de los hospitales magnéticos⁵, consideramos que la satisfacción es un constructo que trasciende cualquier modelo de gestión, siendo imprescindible su análisis para mejorar los aspectos que supongan amenazas o debilidades en el desempeño de la actividad asistencial.

En conclusión, el nuevo cuestionario G_Clinic mejora los valores clinimétricos del cuestionario Font Roja, ya que disminuye el número de ítems, mejora la fiabilidad de cada una de las dimensiones y aumenta el valor de la varianza explicada, posibilitando conocer la satisfacción de los profesionales de enfermería en la gestión clínica.

AGRADECIMIENTOS

Expresamos nuestro especial agradecimiento a los profesionales y direcciones de enfermería de los Hospitales Virgen Macarena y Virgen del Rocío de Sevilla por su colaboración y facilitación del acceso a las diferentes Unidades de Gestión Clínica.

BIBLIOGRAFÍA

1. Peña Sánchez JN, Delgado A, Lucena Muñoz JJ y Morales Asencio JM. Adaptación y validación al español del cuestionario 4CornetSAT para la medida de la satisfacción profesional del personal médico de Atención Especializada. *Rev Esp Salud Pública*. 2013; 87:181-189
2. Ruzafa Martínez M, Madrigal Torres M, Velandrino Nicolás A y López Iborra L. Satisfacción laboral de los Profesionales de Enfermería españoles que trabajan en hospitales ingleses. *Gac Sanit*. 2008; 22: 434-442.
3. Sefa Bòria-Reverter S, Crespi-Vallbona M y Mascari-la-Miró O. Variables determinantes de la satisfacción laboral en España. *Cuad Econ*. 2012; 35: 9-16.

4. Fernández MI, Ominelo A, Villanueva A, Andrade C, Rivera M, Gómez JM, Parrilla O. Satisfacción laboral de los Profesionales de atención primaria del área 10 del Insalud de Madrid. *Rev Esp Salud Pública*. 2000; 74: 139-147.
5. Aiken L. Hospitales con magnetismo: un mecanismo de organización para mejorar los resultados. *Rev Enferm Clin*. 1995; 5:35-8.
6. Junta de Andalucía. III Plan de Salud. Consejería de Salud. Disponible en: http://www.juntadeandalucia.es/servicioandaluzdesalud/library/plantillas/externa.asp?pag=http://www.juntadeandalucia.es/salud/sites/csald/galerias/documentos/c_1_c_6_plan_es_estrategias/III_plan_andaluz_salud/III_plan_andaluz_salud.pdf. Consultado 20 enero 2012
7. Matesanz R. Gestión Clínica ¿Por qué y para qué? *Med Clin (Barc)*. 2001; 117: 222-226.
8. CHU de Toulouse. Project d'établissement du CHU de Toulouse. 1ª ed. Toulouse: Centre Hospitalier Universitaire de Toulouse; 2004.
9. National Health Service. The NHS in England of trusts managing. London: NHS; 2013.
10. Ortiz Berrocal J, Martínez JR, Alonso M, Millán I, Ayuso B y Sainz A. Cuadro de mando para la Gestión Clínica en un servicio de Medicina Nuclear. *Rev Calid Asist*. 2005; 20(5): 239-245.
11. De Milt D, Fitzpatrick J y McNulty S. Nurse practitioners' job satisfaction and intent to leave current positions, the nursing profession, and the nurse practitioner role as a direct care provider. *J Am Assoc Nurse Pract*. 2011; 23(1): 42-50.
12. Martínez Lara C, Praena Fernández JM y Gil García E. Satisfacción laboral de los Profesionales de Enfermería en las Unidades de Gestión Clínica. *Rev Enferm*. 2013; 36 (1): 33-38.
13. Locke EA. The nature and causes of job satisfaction. *Handbook of industrial and organizational psychology*. Chicago: MD Dunette; 1976.
14. Shader K, Broome ME, Broome CD, West ME, y Nash M. Factors influencing satisfaction and anticipated turnover for nurses in an academic medical center. *J Nurs Adm*. 2001; 31(4): 210-216.
15. Lu KY, Lin PL, Wu CM, Hsieh YL y Chang YY. The relationships among turnover intentions, professional commitment, and job satisfaction of hospital nurses. *J Prof Nurs*. 2002; 18(4): 214-219.
16. Miller K, Apold S, Baas L, Berner B. y Levine-Brill E. Job satisfaction among nurse practitioners. *J Nurse Pract*. 2005; 1(1): 30-33.
17. Aranaz J y Mira J. Cuestionario Font Roja. Un instrumento de medida de la satisfacción en el medio hospitalario. *Todo Hospital*. 1988; (52):63-66.
18. Núñez González E, Estévez Guerra GJ, Hernández Marrero P y Marrero Medina CD. Una propuesta destinada a complementar el cuestionario Font-Roja de satisfacción laboral. *Gac Sanit*. 2007; 21(2):136-41.
19. Kline, R. Principles and practice of structural equation modeling. Estados Unidos: The Guilford Press; 1998.
20. Morales Vallejo P. Tamaño necesario de la muestra. ¿Cuántos sujetos necesitamos? Disponible en: <http://www.upcomillas.es/personal/peter/investigacion/Tama%F1omuestra.pdf>
21. Hu L y Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling*. 1999; 6: 1-55.
22. Byrne BM. Structural Equation Modeling with AMOS. Basic concepts, applications, and programming. London: LEA; 2001.
23. Boletín Oficial del Estado. Ley Orgánica 15/1999 de protección de datos de carácter personal. BOE núm 298 de 14/12/1999.
24. Martín-Fernández J, Rodríguez-Martínez G, Ariza-Cardiel G, Vergel-Gutierrez MA, Hidalgo-Escudero AV, Conde-López JF. Variables que condicionan la utilización de la Consulta de Enfermería en Centros de Salud de la Comunidad de Madrid. *Rev Esp Salud Pública*. 2013; 87 (4):383-392.
25. Vera Remartínez EJ, Mora Parra LM, González Gómez JA, García Jiménez J, Garcés Pina E, Domínguez Zamorano JA et al. Satisfacción Laboral de la Enfermería en las prisiones españolas. *Rev Esp Sanid Penit*. 2009; 11(3): 80-86.
26. Fernández San Martín MI, Moinelo Camporro A, Villanueva Guerra A, Andrade Rosa C, Rivera Tejjido M y Gómez Ocaña JM. Satisfacción laboral de los Profesionales de Atención Primaria del área 10 del INSALUD de Madrid. *Rev Esp Salud Pública*. 2000; 2: 139-147
27. López-Soriano F, Bernal L y Cánovas A. Satisfacción laboral de los Profesionales en un Hospital Comarcal de Murcia. *Rev Calid Asist*. 2001; 16: 243-246.

28. Toofany, S. Team building and leadership: The key to recruitment and retention. *Nurs Manag.* 2007; 14(1), 24-27.
29. Ortún Rubio V, Meneu de Guillerma R. Impacto de la economía en la política y gestión sanitaria. *Rev Esp Salud Pública.* 2006; 80(5):491-504.
30. Gianfermi R y Buchholz S. Exploring the relationship between job satisfaction and nursing group outcome attainment capability in nurse administrators. *J Nurs Manag.* 2011; 19(8): 1012-1019.
31. Ellenbecker CH y Cushman M. Home healthcare nurse retention and patient outcome model: discussion and model development. *J Adv Nurs.* 2011; 68(8):1881-1893.

Anexo 1 Cuestionario G_Clinic

1. Con frecuencia tengo la sensación de que me falta tiempo para realizar mi trabajo	1	2	3	4	5
2. Creo que mi trabajo es excesivo, no doy abasto con las cosas que hay que hacer	1	2	3	4	5
3. Con frecuencia siento no tener recursos suficientes para hacer mi trabajo tan bien como sería deseable	1	2	3	4	5
4. Muchas veces mi trabajo en el hospital perturba mi estado de ánimo, o a mi salud, o a mis horas de sueño	1	2	3	4	5
5. La relación con mis jefes/as es poco cordial	1	2	3	4	5
6. Las relaciones con mis compañeros/as son poco cordiales	1	2	3	4	5
7. En mi trabajo me encuentro muy poco satisfecho	1	2	3	4	5
8. Generalmente, el reconocimiento que obtengo por mi trabajo es poco reconfortante	1	2	3	4	5
9. Tengo muy poco interés por las cosas que realizo en mi trabajo	1	2	3	4	5
10. Tengo la sensación de que lo que estoy haciendo no vale la pena	1	2	3	4	5

1: Muy de acuerdo. 2: De acuerdo. 3: Ni de acuerdo ni en desacuerdo. 4: En desacuerdo. 5: Muy en desacuerdo