

PROPUESTA DE UN MÉTODO PARA ESTIMAR LA SUBNOTIFICACIÓN DEL ABORTO INDUCIDO PRACTICADO EN ESPAÑA

Carmen Rodríguez Blas / Juan M. Sendra Gutiérrez / Enrique Regidor Poyatos /
Juan L. Gutiérrez Fisac / Jesús Iñigo Martínez
Subdirección General de Epidemiología. Ministerio de Sanidad y Consumo, Madrid

Resumen

En España, desde 1987 a 1990 se ha duplicado la tasa de aborto legal notificado a las autoridades sanitarias; sin embargo, las diferencias geográficas observadas sugieren una infradeclaración en el número de interrupciones voluntarias del embarazo. A partir de información sobre diversas características sociodemográficas, económicas y culturales, práctica anticonceptiva, disponibilidad de servicios sanitarios, índices de fertilidad y niveles de salud materno-infantil, y aplicando técnicas de análisis factorial y de conglomerados (clusters), se identificaron cinco grupos homogéneos de comunidades autónomas. Para calcular el número y porcentaje de subnotificación, se asume que todas las comunidades que conforman un conglomerado deberían tener la misma tasa de aborto que aquella que la presenta más elevada en cada grupo.

Se estima que, en 1990, no se declararon unos 18.643 abortos (33,2%).

El método propuesto puede ser útil para valorar la notificación, ya que permite identificar zonas geográficas donde cabría esperar unas tasas de aborto legal muy similares.

Palabras clave: Aborto inducido. Información sanitaria. Métodos epidemiológicos. Subnotificación. Análisis factorial. Análisis de conglomerados ("clusters").

PROPOSAL OF A METHOD FOR ESTIMATING THE UNDERREPORTING OF INDUCED ABORTION PERFORMED IN SPAIN

Summary

In Spain, from 1987 to 1990 the rate of legal abortion reported to the health authorities has doubled; nevertheless, the observed geographical differences suggest to an underreporting of the number of voluntary pregnancy terminations. Based on information on several sociodemographic, economic and cultural characteristics, contraceptive use, availability of abortion services, fertility indices, and maternal and child health status, five homogenous groups of autonomous region were identified applying factor and cluster analysis techniques. To estimate the level of underreporting, we assumed that all the regions which shape a cluster ought to have the same abortion rate that the region with the highest rate in each group.

We estimate that about 18,463 abortions (33.2%) were not reported during 1990.

The proposed method can be used for assessing the notification since it allows to identify geographical areas where very similar rates of legal abortion are expected.

Key words: Induced abortion. Health information. Epidemiologic methods. Underreporting. Factor analysis. Cluster analysis.

Introducción

Se entiende por aborto la expulsión o extracción del cuerpo de la madre de un producto de la concepción no viable, y se distinguen dos grandes grupos: espontáneo e inducido. Dentro de la categoría de aborto inducido, que es

el iniciado voluntariamente con el propósito de interrumpir un embarazo, se incluyen tanto el legal como el ilegal.

Con la entrada en vigor de la Ley Orgánica 9/1985 se despenaliza en España el aborto practicado por un médico, o bajo su dirección, en un centro o establecimiento sanitario público o privado acredi-

Correspondencia: Carmen Rodríguez Blas. Subdirección General de Epidemiología. Ministerio de Sanidad y Consumo, Madrid. Este artículo fue recibido el 11 de mayo de 1993 y fue aceptado tras revisión el 10 de enero de 1994.

tado y con consentimiento expreso de la mujer embarazada, cuando concurre alguna de las circunstancias siguientes: a) que sea necesario para evitar un grave peligro para la vida o la salud física o psíquica de la embarazada (aborto terapéutico), b) que el embarazo sea consecuencia de un hecho constitutivo de delito de violación (aborto ético), o c) que se presuma que el feto habrá de nacer con graves taras físicas o psíquicas (aborto eugenésico)¹. Posteriormente, la Orden del Ministerio de Sanidad y Consumo de 16 de junio de 1986 dispone la obligatoriedad de la notificación de las interrupciones voluntarias del embarazo, con fines de estadística e información epidemiológica².

En todos los países, el número y la tasa de abortos inducidos experimentan una tendencia creciente tras la implantación de leyes liberalizadoras debido, seguramente, al reemplazo de los abortos ilegales por los legales. La proporción de ese aumento se correlaciona positivamente con el grado de permisividad de la ley y con la disponibilidad de servicios sanitarios para atender la nueva demanda creada: a mayor permisividad de la ley y mayor disponibilidad de servicios para practicar abortos, mayor incremento en el número de abortos inducidos legales. Transcurridos unos años, las tasas se estabilizan y/o comienzan a disminuir moderadamente³.

Según las estadísticas oficiales, desde 1987 a 1990 se ha duplicado la tasa de aborto legal practicado en España. Además, se evidencia una gran variabilidad geográfica en el número de interrupciones voluntarias del embarazo notificadas por 1.000 mujeres entre 15 y 44 años, cifra que, en 1990, oscilaba entre 9,89 para Asturias y 1,21 para Andalucía⁴. Aunque distintos patrones demográficos, socioeconómicos, culturales y en la oferta de servicios sanitarios puedan explicar, en parte estas diferencias, los datos publicados apuntan a una subnotificación en el número de abortos legales.

Varios han sido los motivos que se han argüido para justificar la existencia de infradeclaración en el número de interrupciones voluntarias del embarazo practicadas en España. Estos motivos van desde una insuficiente sensibilidad de los centros informantes acerca de la utilidad de la información suministrada, a miedo a que no se respete la confidencialidad o, incluso, problemas relacionados con la evasión de impuestos fiscales, en el caso de los centros privados⁵.

Sin embargo, el conocimiento de la incidencia real del aborto inducido en España sería útil, no sólo, para caracterizar, demográfica y socialmente, el colectivo de mujeres que recurre a la interrupción voluntaria del embarazo, y el servicio que se presta, tanto en la red pública como en la privada, sino

también, como base para la planificación de los servicios asistenciales y para los programas de promoción de salud de la mujer.

El objetivo del presente estudio es proponer una metodología que permita cuantificar la subnotificación de las interrupciones voluntarias del embarazo practicadas en España durante 1990 al amparo de la Ley Orgánica 9/1985, a nivel estatal y según la comunidad autónoma de residencia de la mujer que demanda esta práctica sanitaria.

Sujetos y métodos

Se obtuvo información, desagregada por comunidad autónoma, sobre 12 variables relacionadas, de manera directa o indirecta, con el hecho de abortar legalmente: porcentaje de población en municipios mayores de 10.000 habitantes, porcentaje de mujeres no casadas, porcentaje de mujeres con bachiller o estudios universitarios, tasa de paro, porcentaje de mujeres sin hijos nacidos vivos, tasa de no utilización de métodos anticonceptivos eficaces, número de centros privados acreditados para la práctica de interrupción voluntaria del embarazo, tasa de fecundidad, tasa de natalidad de madre adolescente, tasa de mortalidad neonatal, tasa de mortalidad materna y número de altas hospitalarias por aborto, cuya fuente de datos se presenta en la tabla 1.

Las siete primeras variables (factores demográficos, socioeconómicos, de práctica anticonceptiva y de oferta de servicios sanitarios) se clasificaron como predisponentes, ya que parece que determinan que una mujer demande voluntariamente una interrupción para su embarazo⁶⁻¹²; y las cinco últimas (niveles de fertilidad y de salud materno-infantil), como resultantes, porque se tiene evidencia de que son consecuencia de la despenalización del aborto^{7,12-14} -aunque, el grado de desarrollo social, económico y cultural de la zona geográfica puede estar operando independientemente¹⁵.

Dada la correlación existente entre algunas de estas variables, y con objeto de reducir la dimensión de la matriz de datos y facilitar un posterior análisis mediante técnicas de formación de grupos observacionales, se recurrió al análisis factorial¹⁶, utilizando como método de extracción el de componentes principales, reteniendo aquellos factores con valores propios superiores a 1, rotando ortogonalmente la matriz original con el procedimiento varimax de Kaiser y, por último, calculando las puntuaciones factoriales estandarizadas para cada comunidad autónoma.

Para agrupar las comunidades autónomas de manera homogénea, a las puntuaciones factoriales estandarizadas obtenidas se les aplicó un análisis de cluster, empleando como criterio el método de media entre grupos ("average linkage"), que considera que la distancia entre dos grupos es la que media entre sus centros de gravedad. En el presente estudio, un conglomerado ("cluster") define a aquel conjunto de comunidades autónomas con patrones comunes en cuanto a las variables predisponentes y/o resultantes de la práctica del aborto legal, sugiriendo la posibilidad de unas tasas de interrupción voluntaria del embarazo muy similares.

El número esperado de abortos se calculó asignando, a la población de mujeres entre 15 y 44 años en cada comunidad autónoma que conforma un cluster, la tasa de notificación correspondiente a aquella que, dentro de cada grupo, la presenta más elevada según los datos publicados por el Ministerio de Sanidad y Consumo⁴. Además, conociendo el número de interrupciones voluntarias del embarazo notificadas para cada comunidad autónoma de residencia de la mujer⁴, se obtuvieron el número y el porcentaje de abortos legales subnotificados.

Los análisis factorial y de conglomerados fueron realizados utilizando los procedimientos estadísticos *Factor* y *Cluster* del paquete informático SPSS/PC+¹⁷.

Resultados

En la tabla 2 se muestran los resultados del análisis factorial, procedimiento que redujo la matriz de 12 variables por 17 comunidades autónomas a cuatro factores (o componentes) con valores propios superiores a 1. Estos componentes explican el 79,2% de la varianza total entre las diferentes variables relacionadas con la práctica de la interrupción voluntaria del embarazo en España. La variable que generó un valor más alto en su comunalidad (coeficiente de correlación múltiple de una variables respecto a las restantes) fue el porcentaje de mujeres no casadas (0,97), seguida del porcentaje de mujeres sin hijos nacidos vivos (0,90), el porcentaje de mujeres con bachiller o estudios universitarios (0,89) y la tasa de natalidad de madre adolescente (0,88); por el contrario, el valor más bajo fue generado por la tasa de mortalidad neonatal (0,31), lo que indica una débil asociación de esta variable con las restantes.

En el primer componente, las saturaciones más altas corresponden a las tasas de natalidad de madre adolescente, paro y fecundidad y al porcenta-

je de mujeres con bachiller o estudios universitarios; y las comunidades autónomas con mayores puntuaciones factoriales en este componente son Andalucía (1,92), Canarias (1,83), Extremadura (1,54) y Murcia (1,11) (tabla 3). En el segundo componente, las saturaciones más altas se observan para los porcentajes de mujeres no casadas y sin hijos nacidos vivos; siendo Navarra (1,73), Castilla y León (1,48) y Extremadura (1,10) las comunidades que presentan las puntuaciones más elevadas. En el tercer componente, las saturaciones más altas corresponden a las tasas de mortalidad materna, altas hospitalarias por aborto y centros privados acreditados para la práctica de interrupción voluntaria del embarazo; y es Baleares (3,04) la única comunidad autónoma que alcanza puntuaciones importantes en este componente. Por último, en el cuarto componente, las saturaciones más altas se observan en la tasa de no utilización de métodos anticonceptivos eficaces, porcentaje de población en municipios mayores de 10.000 habitantes y tasa de mortalidad neonatal; correspondiendo a Madrid (1,62), País Vasco (1,41) y Baleares (1,09) las mayores puntuaciones factoriales.

El análisis de conglomerados permitió identificar comunidades autónomas con patrones similares. Los cinco clusters obtenidos se muestran en la tabla 4. Las comunidades que conforman el primer conglomerado -Andalucía, Canarias, Castilla-La Mancha, Extremadura y Murcia- se caracterizan por altas puntuaciones en el primer componente (media: 1,30). Las comunidades del segundo conglomerado -Asturias, Cataluña y Comunidad Valenciana- presentan bajas puntuaciones en el segundo y tercer componentes (media: -1,15 y -1,06, respectivamente). Las comunidades que constituyen el tercer conglomerado -Aragón, Cantabria, Castilla y León, Madrid, Navarra y País Vasco- muestran relativamente altas puntuaciones en el segundo componente (media 0,80). Las comunidades del cuarto conglomerado -Galicia y La Rioja- obtienen bajas puntuaciones en el cuarto y segundo componentes (media: -1,70 y -0,87, respectivamente). La única comunidad englobada en el quinto conglomerado -Baleares- se caracteriza por altas puntuaciones en el tercer y cuarto componentes (3,04 y 1,09, respectivamente) y baja en el segundo (-0,92).

Asimismo, en la tabla 4 se presentan el número de abortos legales notificados, el número de abortos legales esperados, y el número y el porcentaje de abortos legales subnotificados, estimados asumiendo una tasa de aborto inducido similar entre las comunidades autónomas que conforman cada conglomerado, e idéntica a la de aquella comunidad que presenta un mayor número de abortos

Tabla 1. Definición de las variables incluidas en el estudio y de las fuentes de datos

VARIABLES	FUENTE
<i>Predisponentes:</i>	
Porcentaje de población en municipios mayores de 10.000 habitantes (PURBANO)	INE. Poblaciones de derecho de los municipios españoles. Rectificación del Padrón Municipal de Habitantes a 1 de enero de 1990.
Porcentaje de mujeres entre 15 y 44 años no casadas (PNCASADA)	INE. Padrón Municipal de Habitantes, 1986.
Porcentaje de mujeres entre 15 y 44 años con bachiller o estudios universitarios (PESTBACH)	INE. Padrón Municipal de Habitantes, 1986.
Tasa de paro (TPARO)	Ministerio de Trabajo y Seguridad Social. Boletín de Estadísticas Laborales, 1990.
Porcentaje de mujeres entre 18 y 49 años sin hijos nacidos vivos (PNULIPAR)	INE. Encuesta de Fecundidad, 1985.
Tasa de no utilización de métodos anticonceptivos eficaces por 1.000 mujeres expuestas al riesgo de embarazo (TNANTICO)	INE. Encuesta de Fecundidad, 1985.
Número de centros privados acreditados para la práctica de interrupción voluntaria del embarazo por millón de mujeres en edad fértil (CIVEPRI)	Ministerio de Sanidad y Consumo. Interrupción Voluntaria del Embarazo. Datos definitivos correspondientes al año 1990. INE. Proyección de la población española para el período 1980-2010. Cifras revisadas en base al Censo de 1981.
<i>Resultantes:</i>	
Tasa de fecundidad (TFECUNDI)	INE. Movimiento Natural de la Población Española, 1989. INE. Proyección de la población española para el período 1980-2010. Cifras revisadas en base al Censo de 1981.
Tasa de natalidad de madre adolescente (TNADOLES)	INE. Movimiento Natural de la Población Española 1989.
Tasa de mortalidad neonatal (TMNEONAT)	INE. Movimiento Natural de la Población Española, 1989.
Tasa de mortalidad materna (TMMATERN)	INE. Defunciones según la Causa de Muerte, 1989. INE. Movimiento Natural de la Población Española, 1989.
Número de altas hospitalarias por aborto por 10.000 mujeres en edad fértil (AHABORTO)	INE. Encuesta de Morbilidad Hospitalaria, 1989. INE. Proyección de la población española para el período 1980-2010. Cifras revisadas en base al Censo de 1981.

Tabla 2. Matriz de factores rotados, valores propios de los factores retenidos, porcentaje de la varianza total explicada por cada factor y comunalidades de las variables

Variable	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Comunalidad
TNADOLES	0,89	-0,25	0,17	-0,08	0,88
TPARO	0,82	0,19	-0,36	0,16	0,86
TFECUNDI	0,74	-0,00	0,51	-0,06	0,80
PESTBACH	-0,70	0,34	-0,22	0,48	0,89
PNCASADA	0,02	0,97	-0,11	0,05	0,97
PNULIPAR	-0,23	0,84	-0,24	-0,28	0,90
TMMATERN	0,05	-0,24	0,82	0,25	0,80
AHABORTO	0,14	-0,11	0,78	0,05	0,65
CIVEPRI	0,08	-0,52	-0,63	0,39	0,83
TNANTICO	-0,06	0,06	-0,21	-0,87	0,82
PURBANO	0,08	-0,50	-0,14	0,72	0,79
TMNEONAT	0,16	0,00	-0,03	-0,53	0,31
Valor propio	3,55	2,68	1,89	1,39	
% varianza explicada	29,5%	22,3%	15,8%	11,6%	

Tabla 3. Puntuaciones factoriales estandarizadas, según comunidad autónoma

	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
Andalucía	1,92	0,14	-0,49	0,17
Aragón	-1,12	0,04	0,64	-0,11
Asturias	-0,39	-1,39	-1,56	0,37
Baleares	0,14	-0,92	3,04	1,09
Canarias	1,83	0,16	-0,27	0,72
Cantabria	-0,47	0,06	0,72	0,20
Castilla-La Mancha	0,13	0,77	0,79	-1,16
Castilla y León	-0,36	1,48	-0,56	-0,23
Cataluña	-0,70	-1,03	-0,99	0,58
Comunidad Valenciana	-0,01	-1,04	-0,63	0,32
Extremadura	1,54	1,10	-0,08	-1,20
Galicia	-0,29	-1,40	-0,15	-1,31
Madrid	-0,70	0,99	0,13	1,62
Murcia	1,11	-0,85	0,21	0,27
Navarra	-1,02	1,73	-0,22	-0,12
País Vasco	-0,50	0,49	-0,75	1,41
La Rioja	-1,10	-0,33	0,17	-2,09

Tabla 4. Número de abortos legales notificados, número de abortos legales esperados y subnotificación estimada (en número y porcentaje), según comunidad autónoma de residencia de la mujer. España, 1990

	Tasa esperada *	Número notificado	Número esperado	Subnotificación	
				nº	%
<i>Conglomerado 1</i>	3,76				
Andalucía		1.879	5.851	3.972	(67,9)
Canarias		1.337	1.337	0	—
Castilla-La Mancha		1.033	1.354	321	(23,7)
Extremadura		400	904	504	(55,7)
Murcia		632	859	227	(26,4)
<i>Conglomerado 2</i>	9,89				
Asturias		2.435	2.435	0	—
Cataluña		6.978	13.236	6.258	(47,3)
Comunidad Valenciana		5.600	8.349	2.749	(32,9)
<i>Conglomerado 3</i>	6,65				
Aragón		1.041	1.680	639	(38,0)
Cantabria		715	775	60	(7,7)
Castilla y León		3.262	3.686	424	(11,5)
Madrid		7.541	7.541	0	—
Navarra		210	773	563	(72,8)
País Vasco		1.485	3.306	1.821	(55,1)
<i>Conglomerado 4</i>	3,87				
Galicia		1.391	2.318	927	(40,0)
La Rioja		214	214	0	—
<i>Conglomerado 5</i>	6,56				
Baleares		961	961	0	—
Total estatal		37.114	55.577	18.463	(33,2)

* Tasa esperada: Tasa notificada correspondiente a aquella comunidad autónoma que la presenta más alta en cada conglomerado (por cada 1.000 mujeres en edad fértil).

legales declarados por 1.000 mujeres en edad fértil en cada conglomerado. Para el total estatal se estima una cifra de subnotificación de 18.463 interrupciones voluntarias del embarazo realizadas conforme a la Ley Orgánica 9/1985, lo que supone aproximadamente un tercio de todos los abortos legales supuestamente practicados en España durante 1990. Por comunidades autónomas, los niveles más altos de infradeclaración, en números absolutos, corresponden a Cataluña (6.258), Andalucía (3.972), Comunidad Valenciana (2.749) y País Vasco (1.821) y, relativos, a Navarra (72,8%), Andalucía (67,9%), Extremadura (55,7%) y País Vasco (55,1%).

Discusión

Durante los últimos años, se han planteado distintas investigaciones para intentar conocer el número real de interrupciones voluntarias del embarazo practicadas en las sociedades occidentales¹⁸⁻²⁰. Entre los escasos trabajos llevados a cabo en España, uno de ellos, de carácter puntual, realizado con anterioridad a la despenalización parcial del aborto y, por tanto referido a aborto ilegal, estima la cifra en 105.000 casos por año: 64.000 practicados dentro de España y 41.000 en el extranjero²¹.

En el presente estudio se estima que, en 1990, se habrían realizado 55.577 abortos legales en España. Sin embargo, hay que señalar que estas cifras han sido calculadas asumiendo que la información sobre los abortos practicados a las mujeres residentes en cinco comunidades autónomas -Asturias, Baleares, Canarias, Madrid y La Rioja-, que son las que presentan las tasas más altas en cada conglomerado, es exhaustiva, es decir, todas las interrupciones voluntarias del embarazo realizadas a estas mujeres han sido declaradas. Por ello, este método sólo permite estimar un límite inferior para la subnotificación, y las cifras reales pueden ser superiores a las aquí representadas.

Otra estimación de la subnotificación se podría obtener mediante la aplicación a cada comunidad autónoma de modelos predictivos de la tasa de abortos inducidos en función de las variables estudiadas. De esta forma no sería necesario asumir la existencia de comunidades que declaran mejor y se eliminaría la clasificación incorrecta de alguna comunidad autónoma que podría haberse producido con el método utilizado. Sin embargo, la construcción de esos modelos presenta importantes dificultades, ya que lo primero que se necesita conocer es el número real de abortos inducidos en un área geográ-

fica determinada, algo difícil de conseguir dadas las peculiares características sociales, culturales y legales que rodean al fenómeno.

En relación con el número de interrupciones voluntarias del embarazo no notificadas en cada comunidad autónoma, se debe subrayar que los resultados obtenidos indican el número de abortos que, habiendo sido realizados a las mujeres residentes en cada comunidad autónoma, se estima que no han sido declarados, independientemente de la comunidad en la que esté ubicado el centro donde se practicaron.

Por otro lado, dado que el estudio se realiza por comunidad autónoma, se están presuponiendo los mismos patrones demográficos, socioeconómicos, culturales, de práctica anticonceptiva, oferta de servicios sanitarios y niveles de fertilidad y salud materno-infantil en todas las provincias pertenecientes a una misma comunidad autónoma. A pesar de que los resultados hubieran tenido, seguramente, un mayor grado de validez de haber elegido a la provincia como unidad de análisis, esto no ha sido factible debido a la ausencia de algunos datos con ese nivel de desagregación.

Entre las variables relacionadas con la salud materno-infantil que se prevé que sufren cambios con la despenalización del aborto, se han recogido indicadores sobre la mortalidad materna. No obstante, esta información debe ser analizada con precaución, dado que en la mayoría de los países las tasas oficiales de mortalidad materna están infraestimadas; incluso cuando existe un buen registro de estadísticas vitales se producen sesgos debido a una incorrecta clasificación de la causa de defunción, ya que hay razones de orden social, religiosos, emocional o práctico para no certificar una muerte materna como tal²². Por ejemplo, en 1989, para el total estatal se certificaron 12 muertes maternas (2,94 por 100.000 nacidos vivos) y, aunque los números absolutos fluctúan entre 0 y 3 casos, Baleares es, de lejos, la comunidad con la tasa de mortalidad materna más alta (33,83 por 100.000 nacidos vivos). Sin embargo, este dato puede estar reflejado tanto el efecto de una pequeña variación en el insignificante número de muertes registradas bajo esta rúbrica como una mejor certificación de esta causa básica de defunción, respecto a otras comunidades autónomas.

En cuanto a la mortalidad neonatal, debido al escaso número de abortos legales practicados por el motivo de riesgo para la salud del feto, no es de esperar una modificación importante en la tendencia de esta tasa como consecuencia de la implantación de la ley despenalizadora en España. Así, en aquellas comunidades que se han consi-

derado con una mejor notificación durante 1990, sólo se han declarado 229 casos por aborto eugenésico, esto es, un 1,83% de todas las interrupciones realizadas⁴.

La introducción de otras variables posiblemente relacionadas con el hecho de elegir o no la interrupción voluntaria para el embarazo no incluidas en este estudio -como, por ejemplo, la práctica religiosa²³⁻²⁵-, podrían haber modificado los componentes de algún conglomerado y, por tanto, los resultados finales obtenidos. Su efecto sobre las cifras calculadas para el total estatal dependería de la diferencia entre las tasas esperadas de notificación, para cada comunidad autónoma, en el conglomerado de origen y en el de destino: migraciones entre los conglomerados 1 y 4 (tasas: 3,76 y 3,87, respectivamente) y/o entre los conglomerados 3 y 5 (tasas: 6,65 y 6,56, respectivamente) no modificarían, apenas, los resultados obtenidos, mientras que la inclusión de cualquier comunidad en el conglomerado 2 (tasa: 9,89) incrementaría considerablemente el número y el porcentaje esperados de subnotificación. Asimismo, si al considerar la variable de práctica religiosa, Navarra y País Vasco -las comunidades autónomas del conglomerado 3 con las tasas de notificación más bajas- se incorporaran al conglomerado 4 -conformado por Galicia y La Rioja, comunidades con las que, además de otras variables, pueden compartir patrones similares de religiosidad- la subnotificación, para el total estatal, se estimaría en 16.762 abortos (31,1%) -o, lo que es lo mismo, sufriría un decremento de un 2,1%, respecto al obtenido en este estudio- y, aunque Navarra continuaría con una elevada infradeclaración, 241 abortos (53,4%), País Vasco pasaría a tener una de las menores, 442 abortos (22,9%).

Una posible limitación del presente trabajo radica en las variables elegidas para el análisis de su relación con el hecho de abortar legalmente. Se trata de variables seleccionadas a partir de estudios realizados en el extranjero, por lo que su aplicación al caso de España puede introducir un cierto grado de incertidumbre en los resultados obtenidos, ya que la determinación del aborto en España pudiera no seguir los mismos patrones que en otros países.

Por último, es posible que las cifras obtenidas de subnotificación del aborto inducido practicado en España estuvieran sobreestimadas, debido a que una parte de las diferencias regionales en la tasa de abortos notificados tuviera su origen en las interrupciones voluntarias del embarazo realizadas en el extranjero, cuya proporción diferiría de unas comunidades autónomas a otras. Sin embargo, su efecto sobre los resultados es insignificante, teniendo en cuenta la importante disminución del número de abortos realizados fuera de España desde la despenalización parcial del aborto. Así, por ejemplo, sólo en Inglaterra y Gales se pasó de 17.688 abortos practicados a residentes españolas en 1985 a 886 en 1990¹⁰.

Si bien el método propuesto presenta las limitaciones reseñadas, puede resultar de utilidad en la estimación de la subnotificación del aborto legal, ya que asume diferencias regionales en los patrones demográficos, socioeconómicos, culturales, de práctica anticonceptiva, oferta de servicios sanitarios y niveles de fertilidad y salud materno-infantil que parecen estar relacionados con el hecho de interrumpir voluntariamente un embarazo y, además, facilita la identificación de zonas geográficas en las que cabría esperar unas tasas similares de aborto legal.

Bibliografía

1. Ley Orgánica 9/1985, de 5 de julio, de reforma del artículo 417 bis del Código Penal. B.O.E. nº 166, de 12 de julio de 1985: 22041.
2. Orden del Ministerio de Sanidad y Consumo de 16 de junio de 1986 sobre estadística e información epidemiológica de las interrupciones voluntarias del embarazo realizadas conforme a la Ley Orgánica 9/1985, de 5 de julio. B.O.E. nº 158, de 3 de julio de 1986: 24219.
3. Sachdev P. Abortion trends: an international review. En: Sachdev P., dir. *International handbook on abortion*. New York: Greenwood Press, 1988:1-121.
4. Ministerio de Sanidad y Consumo. *Interrupción Voluntaria del Embarazo. Datos definitivos correspondientes al año 1990*. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo, 1992 (mimeo).
5. Onís M, Villar J. Aborto provocado. En: Instituto de la Mujer. *La Mujer y la Salud en España. Informe básico*. Volumen 2. Madrid: Instituto de la Mujer, 1992:51-72.
6. Tietze C, Henshaw SK. *Induced Abortion: A World Review, 1986*. 6 ed. New York: The Alan Guttmacher Institute, 1986.

7. Figà-Talamanca I, Grandolfo M, Spinelli A. Epidemiology of Legal Abortion in Italy. *Int J Epidemiol* 1986; 15: 343-51.
8. Powell-Griner E, Trent K. Sociodemographic determinants of abortion in the United States. *Demography* 1987; 24: 553-61.
9. Henshaw SK, Koonin LM, Smith JC. Characteristics of U.S. Women Having Abortions, 1987. *Fam Plann Perspect* 1991; 23: 75-81.
10. Office of Population Censuses and Surveys. *1990 Abortion statistics*. London: HMSO, 1991.
11. Remennick LI. Epidemiology and determinants of induced abortion in the U.S.S.R. *Soc Sci Med* 1991; 33: 841-8.
12. Kunins H, Rosenfield A. Abortion: A Legal and Public Health Perspective. *Ann Rev Public Health* 1991; 12: 361-82.
13. Kahan R, Baker LD, Freeman MG. The effect of Legalized Abortion on Morbidity Resulting from Criminal Abortion. *Am Obstet Gynec* 1975; 121: 114-6.
14. Munday D, Francome C, Savage W. Twenty one years of legal abortion. *Br Med J* 1989; 298: 1231-1234.
15. Delgado M, Livi-Bacci M. Fertility in Italy and Spain: The Lowest in the World. *Fam Plann Perspect* 1992; 24: 162-7.

16. Kleinbaum DG, Kupper LL, Muller KE. *Applied Regression Analysis and Other Multivariable Methods*. 2 ed. Boston: PWS-Kent Publishing Company, 1988: 595-641.
17. Norusis MJ. *SPSS/PC+ 4.0 Base Manual for the IBM PC/XT/AT and PS2*. Chicago: SPSS Inc, 1990.
18. Jones EF, Forrest JD. Underreporting of Abortion in Surveys of U.S. Women: 1976 to 1988. *Demography* 1992; 29: 113-26.
19. Foreit KG, Nortman DL. A Method for Calculating Rates of Induced Abortion. *Demography* 1992; 29: 127-137.
20. Hammerslough CR. Estimating the Probability of Spontaneous Abortion in the Presence of Induced Abortion and Vice Versa. *Public Health Rep* 1992; 107: 269-77.
21. Aguinaga J. *El aborto en España: Datos para la planificación de una política social*. Madrid: Instituto de la mujer, 1985 (mimeo).
22. Royston E, Lopez AD. On the assessment of maternal mortality. *World Health Stat Q* 1987; 40: 214-24.
23. Mosner WD, Hendershot GE. Religion and fertility. A replication. *Demography* 1984; 21: 185-91.
24. Mosner WD, Johnson DP, Horn MC. Religion and fertility in the United States. The importance of marriage patterns and Hispanic origin. *Demography* 1986; 23: 367-79.
25. Herold JM, Westoff CF, Warren CW, Seltzer J. Catholicism and Fertility in Puerto Rico. *Am J Public Health* 1989; 79: 1258-62.

