

Estudios de Economía Aplicada
Nº 12, 1999. Págs. 53-68

Una aproximación económica a la demanda de aborto

DÍAZ FERNÁNDEZ, M.
LLORENTE MARRÓN, M^a del M.
COSTA REPARAZ, E.
Universidad de Oviedo

Esta versión incluye todas las correcciones sugeridas por el evaluador, las cuales me han parecido oportunas y por las que les quedamos muy agradecidos.

RESUMEN

El objetivo del presente trabajo se concreta en analizar el comportamiento de la demanda de aborto en nuestro país señalando cuáles son los principales aspectos demográficos que lo describen. El análisis se efectuará desde una perspectiva empírica, evitando cualquier implicación de tipo ideológico o religioso. En primer lugar, realizaremos un análisis descriptivo de este fenómeno demográfico, destacando sus rasgos más característicos. Posteriormente, analizaremos desde un punto de vista socioeconómico, el comportamiento de la demanda de aborto, destacando la influencia que las condiciones económicas y sociales ejercen sobre la misma. Mediante el uso de técnicas econométricas, estudiaremos la influencia que ejercen variables como el nivel de formación femenino, renta salarial, situación laboral de la mujer o la disolución de la unión familiar, sobre la decisión de interrumpir, o no, el embarazo.

Palabras Clave: Aborto, modelos económicos, análisis econométrico

ABSTRACT

The objective of the present report is to analyze the demand for abortion in Spain from a socioeconomic point of view. We study the influence of different variables such as the woman educational background, rent, woman labor situation or the family union rupture on the decision of stopping the pregnancy. Firstly we perform a descriptive analysis of the demographic phenomenon, and next an econometric study for autonomous communities for the year 1991. The results reflect the global and individual influence of the studies variables on the rate of voluntary pregnancy interruption in Spain.

Clasificación A.M.S.: 520102, 520708, 530202

Artículo recibido en marzo de 1999. Revisado en mayo de 1999.

1. Introducción

Con la entrada en vigor de la Ley Orgánica 9/1985 que modifica el artículo 417 bis del Código Penal, se despenaliza de forma parcial la interrupción voluntaria del embarazo (I.V.E.) en nuestro país. A partir de ese momento, y según las cifras facilitadas por el Ministerio de Sanidad y Consumo, dicha práctica ha crecido de forma paulatina.

De forma simultánea, se han producido cambios en las pautas de comportamiento familiar. En este sentido, la progresiva incorporación de la mujer al mercado de trabajo, el mayor grado de formación, el descenso generalizado de las tasas de fecundidad o el retraso en el calendario relativo a la nupcialidad, son algunos de los rasgos más relevantes, en este sentido.

En este trabajo, nuestro objetivo se centrará en estudiar este fenómeno demográfico desde una doble perspectiva, demográfica y económica. Una vez realizado un análisis descriptivo de las características de la población que determinan significativamente la evolución de este fenómeno, se efectuará el análisis económico. El análisis teórico se encuadra en la llamada Nueva Economía de la Familia que permite realizar un análisis económico de fenómenos demográficos tales como natalidad, nupcialidad, aborto, etc. Posteriormente, mediante el uso de técnicas econométricas, contrastaremos empíricamente las principales relaciones derivadas del cuerpo teórico acerca de la influencia que ejercen variables como el nivel de formación femenino, renta salarial, situación laboral de la mujer o la disolución de la unión familiar, sobre la decisión de interrumpir, o no, el embarazo.

2. Análisis demográfico del aborto

A partir de la entrada en vigor de la citada norma, y según las cifras facilitadas por el Ministerio de Sanidad y Consumo, desde 1987 a 1995 se triplicó, prácticamente, la cifra de interrupciones de embarazo practicadas en nuestro país (figura 1). Para el conjunto nacional, la tasa de I.V.E. por mil mujeres en edad fértil, pasó de 1,99 en 1987 a 5,53 en 1995, si bien el crecimiento más pronunciado se produjo entre los años 1987 y 1990¹. En el período comprendido entre los años 1990 y 1995, el crecimiento experimentado no fue tan pronunciado. En 1990 la tasa de I.V.E. se situó en

1. Este periodo se caracteriza por una escasa, deficiente y no periódica información por parte de los centros sanitarios acreditados a tal fin. No todas las comunidades autónomas centralizan la información relativa a las mismas para su posterior desglose a nivel nacional. Desde el año 1990, se consolida el proceso de recogida y procesamiento de las notificaciones de I.V.E. practicadas, realizándose de forma permanente y periódica por parte de cada una de las comunidades autónomas. Consideramos que dado que la información anterior a dicho año es sesgada, el análisis debe realizarse a partir del mismo.

4,29 abortos por mil mujeres de edades comprendidas en el denominado período fértil, incrementándose dicho indicador en un 28,9 por ciento cinco años más tarde.

En el Principado de Asturias este indicador alcanza cotas superiores a la media nacional, con un comportamiento poco estable. En 1996, la tasa de I.V.E. alcanzaba los 9,65 abortos por mil mujeres en la cohorte referida, lo que supone una desviación con respecto a la media nacional del 69,59 por ciento.

No obstante, el comportamiento de este fenómeno dista mucho del observado en otros del entorno comunitario. En países como Dinamarca, Italia o el Reino Unido, en el año 1990 se declararon un número de acontecimientos con respecto al total de nacimientos vivos muy superior a los registrados en nuestro país, 32,50, 28,40 y 24,70 por ciento, frente al 9,3 por ciento en nuestro país.

Por grupos de edad (tabla 1), la tasa de interrupciones de embarazo más frecuente se corresponde con la cohorte femenina comprendida en el intervalo *20-24 años de edad*. A partir de dicha cohorte desciende paulatinamente el número de abortos practicados. En el año 1995, se realizaron, en términos absolutos, 13.258 interrupciones voluntarias de embarazo a mujeres pertenecientes a la cohorte referida, cifra que representaba un 26,85 por ciento respecto del total. El colectivo de mujeres pertenecientes al intervalo *25-29 años*, se situó en segunda posición con un 22,15 por ciento. Las cohortes *15-19 años* y *40-44 años*, materializaron 6.844 y 2.742 acontecimientos, que en términos relativos representaron el 13,86 y 5,5 por ciento, respectivamente, del total de abortos realizados.

Una pauta de comportamiento similar se observa en el Principado de Asturias, donde la cohorte integrada por las mujeres del intervalo *20-24 años* representa el 25,34 por ciento de interrupciones realizadas en 1996. A continuación, la cohorte *25-29 años* alcanza el 20,40 por ciento, mientras que las extremas, *15-20 años* y *40-44 años*, presentan un peso específico del 12,23 y 6,40 por ciento, respectivamente.

En relación al estado civil, del total de embarazos interrumpidos en el año 1990, un 52,29 por ciento fueron practicados en mujeres solteras, incrementándose esta cifra en más de cinco puntos porcentuales al final del intervalo temporal considerado. El grupo formado por mujeres casadas constituye la segunda categoría en esta distribución, con un peso del 32,42 por ciento respecto del total de I.V.E. practicadas en 1995, mientras que el colectivo integrado por separadas, viudas y divorciadas representa el 9,49 por ciento del total en dicho año. Una de las causas que posiblemente motivan esta situación la constituye el progresivo crecimiento experimentado por la edad al primer matrimonio y el descenso generalizado de la tasa de nupcialidad en nuestro país.

El comportamiento que caracteriza el perfil de las mujeres que se sometieron a una interrupción voluntaria de su embarazo en el Principado de Asturias es ligeramente distinto en relación al estado civil. En el mismo año, 1990, en esta comunidad un 42,95 por ciento de los abortos practicados se incluían en el colectivo integrado por

mujeres solteras. La categoría formada por mujeres casadas representaban en 1996, el 39,24 por ciento de los abortos practicados. Este resultado no es en modo alguno nuevo puesto que en el período 1983-1987 en el Principado de Asturias el perfil de la mujer que interrumpía su embarazo en relación a su estado civil se correspondía mayoritariamente con una mujer casada (Díaz, 1986, 1989).

La distribución del número de abortos en función del nivel educativo de la mujer corrobora el análisis anterior. La cohorte de mujeres con un nivel de formación de segundo grado-primer ciclo es la que presenta un mayor número de acontecimientos, con un peso específico del 31,94 por ciento respecto del total en 1995, seguida de aquella formada por mujeres con estudios de segundo grado-segundo ciclo.

Respecto a la situación laboral de la mujer, el grupo en el que se observa un mayor número de acontecimientos para todo el intervalo temporal es el correspondiente a mujeres asalariadas, que representan un 46,75 y 43,98 por ciento, del total de interrupciones de embarazo llevadas a efecto en los años 1990 y 1995, respectivamente. Las categorías integradas por las amas de casa y estudiantes, con un peso específico en el año 1995 del 18,76 y 16,39 por ciento, respectivamente, se sitúan a continuación.

Del análisis anterior se desprende que el perfil de la mujer española que interrumpe su gestación con una mayor frecuencia se corresponde con una mujer soltera, con edad comprendida entre 20 y 24 años, que ha realizado estudios de segundo grado-primer ciclo, económicamente activa, en la mayoría de los casos, asalariada y sin hijos.

3. El aborto desde una perspectiva territorial

Una de las características más relevantes en relación a la distribución territorial del aborto en nuestro país está constituida por las divergencias espaciales observadas por comunidades autónomas (figura 2). La tasa más elevada se sitúa en el Principado de Asturias, siendo las relativas a la Comunidad Foral de Navarra y a Ceuta y Melilla, las más bajas. No obstante, hay que destacar que en el análisis de fenómenos demográficos determinados por las características socioeconómicas de la población, fecundidad, nupcialidad o actividad laboral femenina, se observa una pauta de comportamiento análoga a la del fenómeno analizado.

En principio, esta situación parece indicar la existencia del problema denominado como *subnotificación*. No todos los centros acreditados en cada comunidad autónoma suministran la información relativa al fenómeno considerado². Sin embargo, la

2. Rodríguez Blas (1994), a partir de las divergencia espaciales observadas, estiman que en el año 1990 la subnotificación para el conjunto nacional se eleva prácticamente al 33 por ciento.

evolución observada en cada una de ellas no parece sugerir la existencia de este problema, al no constatarse grandes disparidades en su evolución en dicho quinquenio (con excepción de Andalucía y Ceuta y Melilla, siendo ésta positiva).

En el análisis de la distribución de la fecundidad en términos territoriales, se observan divergencias similares, aunque de signo opuesto, a las del fenómeno analizado. La tasa bruta de natalidad más baja en el año 1991 se registra en el Principado de Asturias, 6,9 nacimientos por cada mil habitantes. En esta comunidad se registra en dicho año la tasa de I.V.E más elevada del territorio nacional. La tasa de natalidad más elevada se sitúa en ese mismo ejercicio en Ceuta y Melilla, que conjuntamente presentan una tasa del 16,3 por mil, siendo la correspondiente al I.V.E del 1,55 por ciento, la segunda más baja del territorio español.

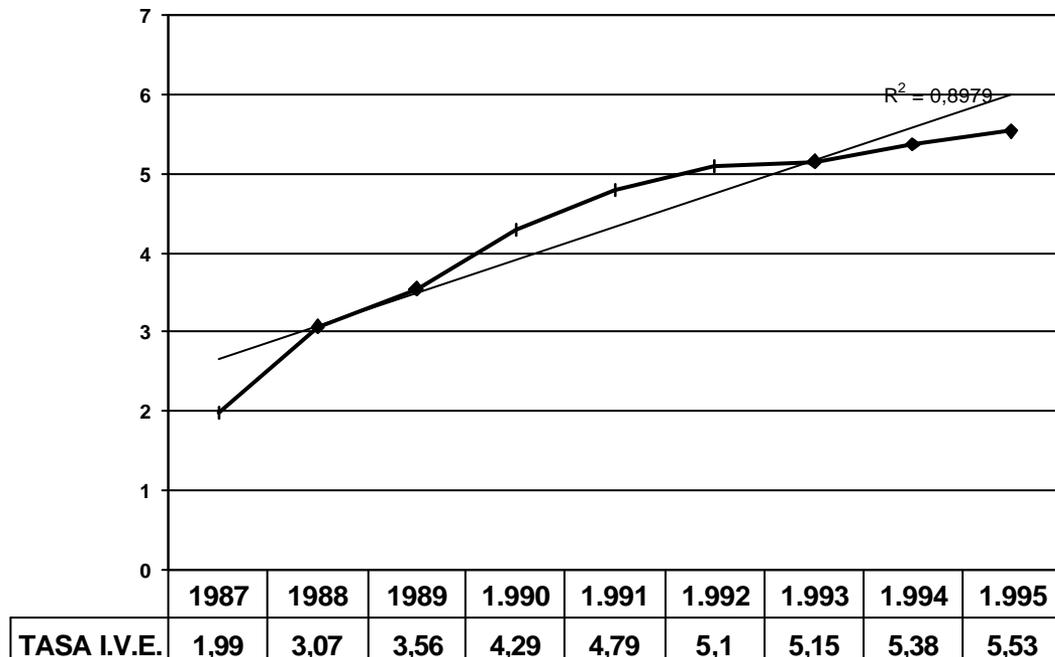
Un comportamiento similar puede ser observado en las pautas de comportamiento de la nupcialidad y actividad laboral femenina. En el Principado de Asturias, según el Censo de Población de 1991, el 55,22 por ciento de las mujeres mayores de 15 años casadas son económicamente activas, cifra sustancialmente superior a la registrada conjuntamente en las comunidades de Ceuta y Melilla, 41,52 por ciento.

Sin duda el análisis cualitativo que hemos realizado constituye una primera aproximación al fenómeno considerado si bien no permite establecer ningún tipo de conclusión acerca de las razones que explican esta realidad. Dicho análisis deja en el aire una amplia pluralidad de interrogantes.

La distribución espacial de I.V.E. practicadas en España, no parecen responder a una causa única, sino más bien a una pluralidad de factores tales como diferencias en el nivel de participación laboral de la mujer, renta salarial, nivel de formación de la población, etc. El fenómeno analizado se ve condicionado por la estructura de preferencias de cada individuo, que generalmente responde al contexto social, cultural y económico, en el que desarrolla su actividad.

4. La demanda de aborto. Un análisis económico

Dentro del ámbito de la Nueva Economía de la Familia (N.E.F.), el análisis de la fecundidad analiza los determinantes económicos del tamaño final de la unidad familiar, realizando un análisis coste-beneficio de la relación existente entre padres e hijos. Bajo la hipótesis de que la pareja constituye el órgano decisor dentro de la unidad familiar, los padres maximizan conjuntamente una función de utilidad cuyas variables son la cantidad de hijos que desean tener, su calidad y las cantidades de otros bienes, denominados genéricamente bienes domésticos. Los bienes cantidad y calidad de los hijos, así como otros bienes domésticos son producidos en el seno familiar de acuerdo con la estructura correspondiente a la función de producción que combina tiempo y bienes de mercado. La renta monetaria disponible de la unidad familiar y la valoración

Figura 1. Evolución de la Tasa I.V.E. en España. 1987-1995

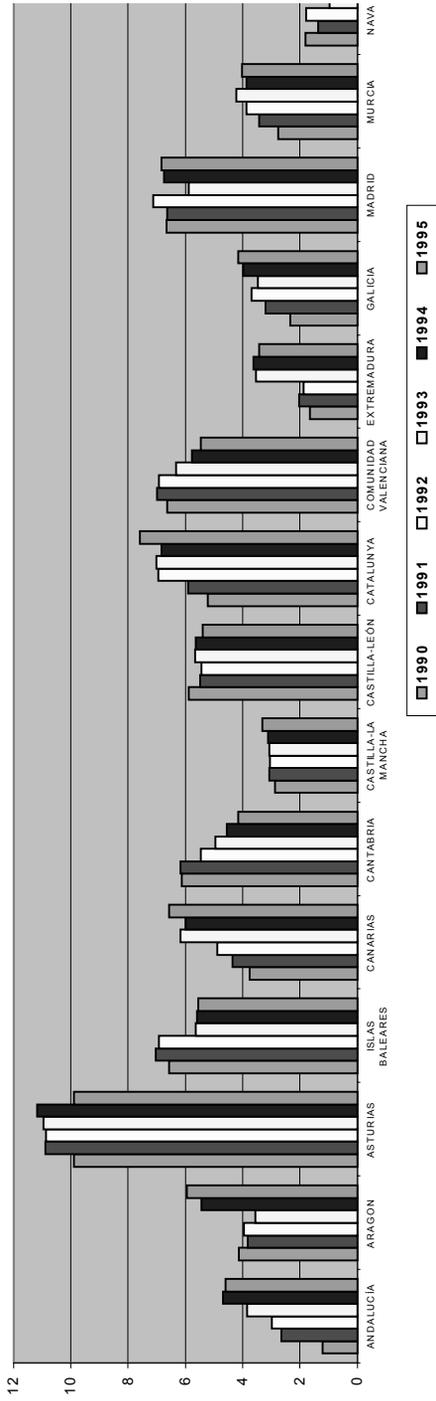
Fuente: Ministerio de Sanidad y Consumo: Interrupción Voluntaria del Embarazo. 1987-1995

TABLA 1. Evolución de la Tasa I.V.E. por grupos de edad. 1990-1995

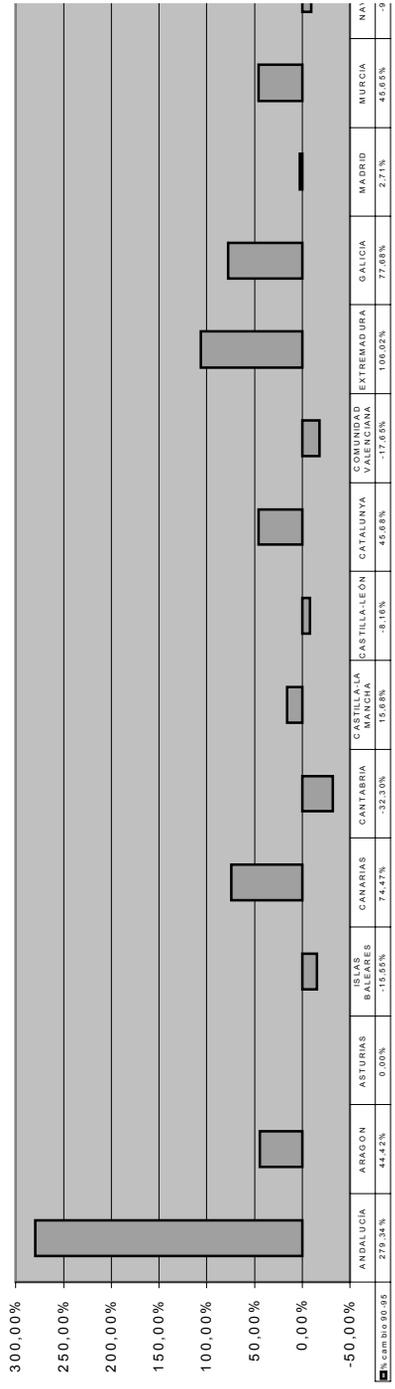
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	Tasa de variación 1990-1995
15-19	3,082	3,369	3,863	3,845	4,157	4,434	43,9%
20-24	6,216	7,249	7,544	7,754	7,917	8,072	29,9%
25-29	5,104	5,852	6,155	6,439	6,663	6,886	34,9%
30-34	4,690	5,081	5,352	5,402	5,734	5,763	22,9%
35-39	3,991	4,213	4,548	4,371	4,572	4,535	13,6%
40-44	1,886	2,024	2,100	2,030	2,140	2,207	17,0%

Fuente: Ministerio de Sanidad y Consumo: Interrupción Voluntaria del Embarazo. 1987-1995

Figura 2. Evolución de la Tasa I.V.E. en España por Comunidad Autónoma. 1990-1995



% cambio 90-95



Fuente: Ministerio de Sanidad y Consumo: Interrupción Voluntaria del Embarazo. 1987-1995

monetaria del tiempo que se precisa para realizar las distintas actividades domésticas constituye la restricción presupuestaria familiar, denominada restricción de renta plena.

El análisis económico de la fecundidad, considera, en síntesis, que los factores socioeconómicos y la estructura de preferencias de cada individuo, y, por tanto, las pautas de comportamiento dominantes en la sociedad donde éste desarrolla su actividad, se constituyen en los factores explicativos de la demanda de hijos que realiza la unidad familiar.

Bajo esta perspectiva, ante un embarazo, la unidad familiar analizará si los beneficios derivados de un hijo adicional superan, o no, los costes temporales y monetarios que la crianza y educación del mismo conllevan. Cuando el beneficio supere el coste, se materializaría el nacimiento del niño, y en caso contrario, se demandaría un aborto.

A continuación, desarrollaremos un modelo económico que analice los determinantes socioeconómicos de la demanda de aborto en España. El análisis empírico, además de permitir analizar los factores socioeconómicos que inciden en la decisión femenina de interrumpir la gestación, posiblemente arrojará alguna luz respecto a la subnotificación de las tasas I.V.E. por parte de las comunidades autónomas.

Siguiendo los trabajos realizados por Michael (1973,) Garbacz (1990), Rothstein (1992), Sun (1995), Hass-Wilson (1996), consideraremos como determinantes fundamentales de la demanda de aborto en España los que se exponen a continuación.

Renta de la unidad familiar, R

De acuerdo con el núcleo teórico de la N.E.F., una alteración positiva en los ingresos de la unidad familiar, presentará dos efectos sobre la demanda de hijos. Un efecto renta, como consecuencia del incremento en el poder adquisitivo de la unidad familiar, que, bajo la hipótesis de que los hijos no constituyen un bien inferior, podrá incrementar o mantener el número de hijos. Asimismo, producirá un efecto sustitución de signo contrario, dado que para un determinado nivel de calidad en cada hijo, el coste de oportunidad para la unidad familiar de un hijo adicional se incrementará, disminuyendo, por tanto, la cantidad de hijos demandada.

El efecto esperado de la relación existente entre las condiciones económicas de la unidad familiar y la demanda de aborto, será incierto dependiendo de la magnitud de ambos efectos.

Participación laboral femenina, L

El efecto de la participación laboral femenina sobre la demanda de aborto, es incierto. Bajo la plausible hipótesis de que la función relativa al cuidado y atención de

los hijos sea intensiva en el input tiempo de la madre, el efecto renta sobre la demanda de hijos, puede ser superior o inferior, al efecto sustitución, resultado del incremento en el valor del tiempo femenino. Ello dará lugar a una variación negativa, o positiva, en la cantidad demandada de hijos. No obstante, en épocas de incertidumbre económica, presumiblemente puede incrementarse la utilización de otras técnicas anticonceptivas, disminuyendo simultáneamente la tasa de fecundidad y aborto.

Estabilidad en la unión conyugal, D

En nuestra sociedad, la consolidación en el tiempo de la unidad familiar como institución social y económica en sentido amplio, se manifiesta en la escasa relevancia de los nacimientos fuera del matrimonio respecto del total de nacidos. A pesar de la tendencia creciente de los nacimientos habidos al margen de una unión estable desde un punto de vista legal, el comportamiento de la población española en materia de fecundidad matrimonial dista mucho del relativo a países como Dinamarca o el Reino Unido.

Desde un punto de vista social, si la pareja se encuentra en un periodo de conflicto, es probable que la mujer se plantee la decisión de culminar o no el embarazo. Desde una perspectiva económica, en un proceso de separación se incrementa el valor del input tiempo de la madre, dado que ésta tendría que incorporarse al mercado laboral, o bien incrementar o mantener su estabilidad profesional, produciéndose una disminución en la demanda de hijos. Ambos aspectos darán lugar a un aumento en la demanda de aborto a medida que se incremente la tasa de divorcios y matrimonios anulados.

Número medio de hijos, N

La influencia del número de hijos de la unidad familiar sobre la demanda de aborto, es positiva. Cuánto mayor sea el número de hijos demandado, menor será la tasa de aborto, y viceversa. No obstante, existirá una cota superior al número de hijos demandados, dependiente de la estructura de preferencias de la unidad familiar. A partir de dicha cota la unidad familiar no estaría dispuesta a demandar un hijo adicional, incrementándose la demanda de abortos.

Nivel de formación femenino, Ed

Con relación al efecto del nivel educativo sobre el comportamiento de la unidad familiar en materia de fertilidad, dado que el proceso productivo asociado a los hijos

es, en general, intensivo en el factor tiempo de la madre, un incremento en su nivel de formación generará una disminución de la demanda de hijos de la unidad familiar. Dicha demanda dependerá de los precios implícitos asociados al desempeño de la función relativa al cuidado y atención de los hijos, renta total de aquella y precios de los demás bienes. Incrementos en el nivel de educación formal de la mujer producirán los mismos resultados que un aumento en los ingresos percibidos por ésta, esto es, una reducción de la demanda de hijos. Dado que la mejora en el nivel educativo de la esposa ocasionará un incremento en la eficacia del proceso asociado al desempeño de la función relativa al cuidado y atención de los hijos, se intensificará el efecto negativo en relación a su demanda, incrementándose en consecuencia la relativa al aborto.

Por otra parte, un mayor nivel educativo proporciona un mayor conocimiento relativo a la utilización de técnicas anticonceptivas. En este sentido, si el aborto es considerado como tal, se incrementaría su demanda, mientras que si son utilizadas otras técnicas, se produciría el efecto contrario.

5. Análisis empírico

A continuación, analizaremos empíricamente el efecto de los principales factores socioeconómicos sobre la demanda de aborto en España. La muestra utilizada está compuesta por las observaciones, correspondientes a las 18 comunidades autónomas que integran el territorio nacional³. La unidad temporal objeto de análisis se corresponde con el año 1991, unidad temporal más cercana en la que toda la información requerida se encuentra disponible.

En base a las consideraciones realizadas,

$$A_i = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 R_i + \mathbf{b}_2 L_i + \mathbf{b}_3 D_i + \mathbf{b}_4 N_i + \mathbf{b}_5 Ed_i + u_i$$

constituirá el modelo de regresión que modelizará dicha demanda, siendo, A , tasa de interrupciones voluntarias del embarazo, la variable a explicar; R , renta familiar bruta disponible por comunidad autónoma, L , la tasa de ocupación de la población femenina entre 15 y 44 años de edad, D , tasa de uniones matrimoniales disueltas por separación de los cónyuges, N , número medio de hijos por unidad familiar, y, Ed , porcentaje de población femenina entre 15 y 44 años de edad que posee al menos estudios de segundo grado, las variables explicativas. El término de perturbación aleatoria se denota por u .

3. Se ha realizado una agregación de los datos correspondientes a Ceuta y Melilla, dado que las diferentes fuentes de información utilizadas proporcionan información relativa a éstas comunidades autónomas de forma conjunta.

Los resultados de la regresión realizada por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) se recogen en la tabla 2. El análisis de los mismos nos permite afirmar, con un nivel de confianza del 99 por ciento, que la influencia conjunta de los factores socioeconómicos considerados es relevante para explicar el comportamiento observado en la distribución espacial de la tasa de aborto en España.

La primera columna de la mencionada tabla recoge los resultados de la estimación mínimo-cuadrática incorporando todos los factores explicativos considerados. La regresión es relevante desde una perspectiva global a un nivel de significatividad $\alpha = 0,05$ y los signos de los parámetros asociados a cada una de las variables explicativas son acordes con las predicciones teóricas realizadas a priori. No obstante, de acuerdo a la prueba *t*-Student, las variables renta bruta disponible y tasa de ocupación laboral de la mujer resultan no significativas desde una perspectiva individual para niveles de confianza superiores al 90 por ciento. Tal y como refleja el coeficiente de correlación entre dichas variables, $r_{R,L} = 0,8475$, el grado de asociación lineal entre ambas es elevado.

En la segunda columna, se recoge la estimación mínimo-cuadrática que consideraremos a efectos de análisis. En la misma se ha omitido la variable renta bruta disponible, con objeto de paliar los efectos negativos derivados de una situación de multicolinealidad en el modelo. El coeficiente de determinación corregido, $\bar{R}^2 = 0,5740$, se incrementa respecto a la regresión anterior, siendo la estimación estadísticamente significativa desde un punto de vista global para un nivel de significación $\alpha = 0,01$.

El signo del coeficiente de regresión estimado \hat{b}_2 , denota un efecto negativo del regresor participación laboral femenina sobre la variable a explicar, tasa de aborto, siendo aquélla estadísticamente significativa desde una perspectiva individual para niveles de confianza superiores al 95 por ciento. Ello significa que los hijos son considerados como un bien no inferior por parte de la unidad familiar, esto es, el efecto renta, resultado del incremento en los ingresos familiares, da lugar a una variación positiva en la demanda de hijos de la unidad familiar, reduciéndose en consecuencia la relativa al aborto.

El carácter y relevancia estadística del parámetro asociado a la variable tasa de divorcios y matrimonios anulados, refleja, entre otras cuestiones, el hecho de que el matrimonio en nuestra sociedad sigue constituyendo un paso previo en la materialización de la estructura de preferencias relativa a la descendencia. El signo positivo de dicho coeficiente indica que a medida que se aumenta el número de disoluciones matrimoniales, se incrementa la tasa de interrupciones de embarazo practicadas, siendo éste regresor estadísticamente significativo de acuerdo a la prueba *t*-Student para un nivel de significación $\alpha = 0,01$. Ello también es consecuencia del incremento que se produce en la tasa de participación femenina en el mercado laboral ante la disolución matrimonial, que origina un crecimiento del valor del input tiempo femenino, redu-

ciéndose la demanda de hijos e incrementándose la posibilidad de interrumpir la gestación ante un embarazo no deseado.

En relación al tamaño de la unidad familiar, el signo del coeficiente de regresión estimado \hat{b}_4 muestra cómo cuando la estructura de preferencias de la unidad familiar a favor del número de hijos es más acusada, el número de interrupciones voluntarias de embarazo se reduce, y viceversa. No obstante, como indicamos anteriormente, posiblemente existirá una cota superior a partir de la cual la unidad familiar no estaría dispuesta a incrementar su tamaño, incrementándose a partir de la misma la demanda de aborto. Este regresor resulta significativo desde un punto de vista individual para niveles de confianza superiores al 99 por ciento ($t^* = -4,1185$). El signo y relevancia estadística de la estimación del mismo nos permite confirmar la hipótesis realizada previamente acerca de las divergencias observadas en la distribución espacial de la tasa I.V.E. por comunidades autónomas. En nuestra opinión, este resultado surge como fruto de las diferentes pautas de comportamiento en relación a la fecundidad, esto es, reflejo de la variedad de circunstancias económicas, sociales y culturales que coexisten en nuestro país, y no de una deficiente notificación de la tasa I.V.E. por parte de ciertos organismos autonómicos.

Teniendo en cuenta, por último, que, en general, aquellas mujeres que disponen de un mayor nivel de formación presentan perfiles de ganancias más acusados, es de esperar que cuanto mayor sea el nivel de formación femenino, mayor será el grado sustitución entre el tiempo asignado a las tareas domésticas y al mercado laboral. En consecuencia, a medida que se incrementan los años de formación se reducirá la demanda de hijos, incrementándose la tendencia a interrumpir el embarazo en el supuesto de que éste no fuese deseado.

Esta hipótesis se manifiesta en el signo positivo del coeficiente de regresión estimado asociado a la variable nivel de formación femenino, $\hat{b}_5 = 0,110357$. No obstante, es preciso señalar que, posiblemente ocasionado por la elevada colinealidad que presentan las variables nivel de educación y tasa de ocupación femenina, este regresor resulte estadísticamente no significativo de acuerdo a la prueba *t*-Student para un nivel de significación $\alpha = 0,1$, ($t^* = 1,3015$).

Desde un punto de vista global la estimación obtenida resulta relevante. El coeficiente de determinación es elevado si tenemos en cuenta la naturaleza de la muestra y los resultados obtenidos en otros trabajos empíricos desarrollados en este campo (Garbacz 1990, Rotstein 1992, etc). La regresión es significativa para un nivel de confianza del 99 por ciento, y el contraste relativo a la distribución de normalidad del término de perturbación aleatoria, test de Jarque-Bera, permite mantener la hipótesis nula de normalidad (figura 4).

La modelización econométrica de esta situación revela, en este sentido, una alta dependencia de la tasa I.V.E. con respecto a factores tales como la renta familiar bruta disponible por comunidad autónoma, tasa de ocupación de la población femenina

entre 15 y 44 años de edad, tasa de uniones matrimoniales disueltas por separación de los cónyuges, o, número medio de hijos por unidad familiar, con una bondad del ajuste próxima al 70 por ciento. Este dato indica que el fenómeno se ve condicionado por la estructura de preferencias de cada individuo, que generalmente responde al contexto social, cultural y económico, en el que desarrolla su actividad.

Teniendo en cuenta que la muestra utilizada es de corte transversal, se hace necesario valorar la posible presencia de un problema de heteroscedasticidad en el modelo. La prueba de White nos permite descartar este problema para niveles de significación inferiores al 35 por ciento.

6. Consideraciones finales

Las tendencias observadas en la evolución de diversas características sociodemográficas de la población española, tales como el incremento en el nivel educativo o la creciente participación laboral femenina así como la evolución de las tasas de aborto en nuestro país desde su despenalización parcial en el año 1985, nos condujeron a la realización del estudio de este fenómeno demográfico desde una perspectiva socioeconómica, con objeto de analizar su influencia sobre la decisión de interrumpir la gestación.

El análisis demográfico revela que el perfil de la mujer española que interrumpe su gestación con una mayor frecuencia es el de la mujer soltera, de edad comprendida entre 20 y 24 años, con estudios de segundo grado-primer ciclo, económicamente activa, en la mayoría de los casos, asalariada y sin hijos. De la evolución este fenómeno demográfico por comunidades autónomas, se desprende que su diversidad espacial, parece responder a las diferencias sociales, culturales y económicas existentes entre las mismas.

El análisis económico se realiza dentro del ámbito de la denominada Nueva Economía de la Familia, considerando como factores determinantes de la demanda de aborto en nuestro país la renta familiar bruta disponible por comunidad autónoma, la tasa de ocupación de la población femenina entre 15 y 44 años de edad, la tasa de uniones matrimoniales disueltas por separación de los cónyuges, el número medio de hijos por unidad familiar, y el porcentaje de población femenina entre 15 y 44 años de edad que posee al menos estudios de segundo grado

Los resultados de la regresión realizada por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) nos permite afirmar, con un nivel de confianza del 99,99 por ciento, que la influencia conjunta de los factores socioeconómicos considerados es relevante para explicar el comportamiento observado en la distribución espacial de la tasa de aborto en España, siendo la bondad del ajuste realizado del 67,42 por ciento.

El efecto negativo de la participación laboral femenina sobre la tasa de aborto, se manifiesta en el signo y relevancia estadística del parámetro de regresión asociado a

dicha variable, siendo estadísticamente significativo desde una perspectiva individual para niveles de confianza superiores al 95 por ciento.

La interpretación del signo negativo del coeficiente de regresión asociado a la variable tasa de divorcios y matrimonios anulados, es doble. Por un lado, refleja el hecho de que en nuestra sociedad el matrimonio es considerado como un paso previo de cara a materializar la estructura de preferencias relativa a la descendencia. Muestra asimismo cómo la disolución marital provoca un incremento en la tasa de participación laboral femenina, que incrementa la demanda de aborto.

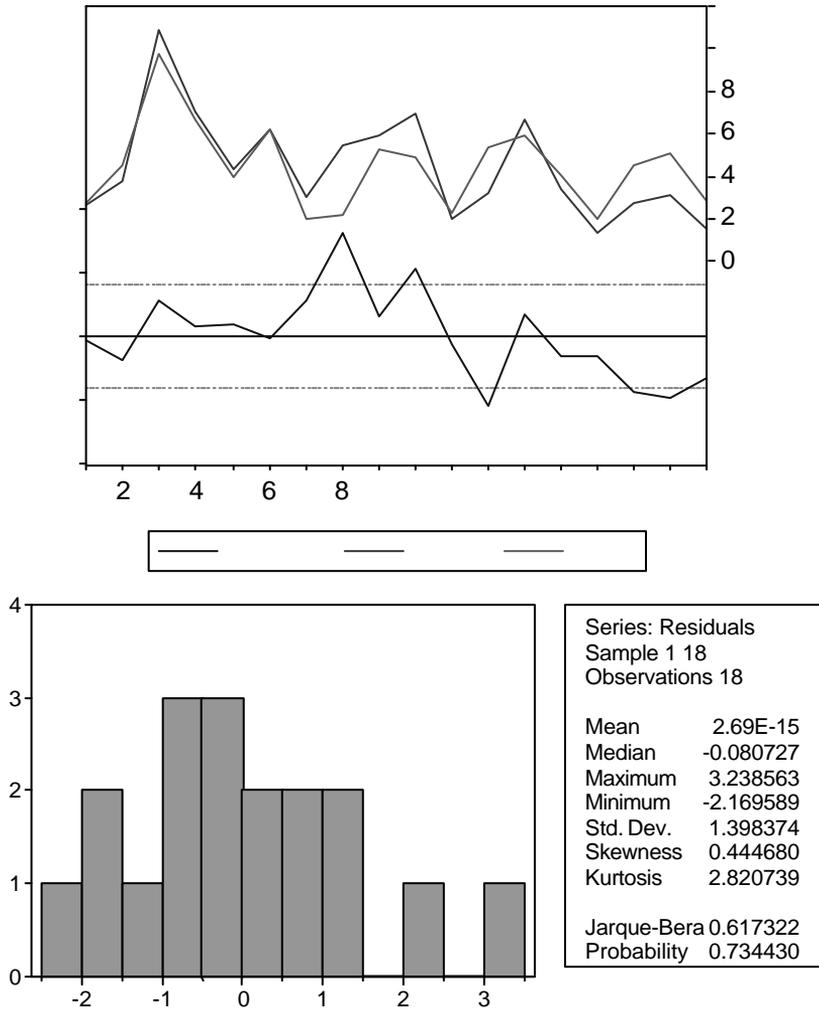
La estructura de preferencias relativa a la descendencia, por último, disminuye la demanda de aborto, siendo este regresor estadísticamente significativo desde un punto de vista individual para niveles de confianza superiores al 99 por ciento. A medida que se incrementa la tasa de natalidad, disminuye la tasa de aborto, y viceversa. Ello nos permite confirmar la hipótesis acerca de que las divergencias observadas en la distribución espacial de la tasa I.V.E. por comunidades autónomas, sea fruto de las diferentes pautas de comportamiento en fecundidad, reflejo de la variedad de circunstancias económicas, sociales y culturales que coexisten en nuestro país.

Tabla 2. Estimación mínimo-cuadrática de la demanda de aborto

A	1	2
b_0	26,106771 (2,824354)	25,70367 (2,906399)
R	-0,017443 (-0,331447)	
L	-0,214859 (-1,644087)	-0,242033 (-2,464110)
D	0,954697 (2,393973)	0,870084 (2,942461)
N	-8,688575 (-3,961111)	-8,713902 (-4,118575)
Ed	0,11210 (1,278827)	0,110357 (1,301567)
R^2	0,677200	0,674245
\bar{R}^2	0,542700	0,574013
F	5,034945	6,726819

Fuente: Elaboración propia

Figura 4



Bibliografía

BECKER, G. (1981): *A Trataise of the Family*, Harvard University Press, Harvard (Ed. castellana 1987, Alianza Universidad, Madrid).

BECKER, G. (1993): *A Treatise on The Family*. Enlarged edition, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.

DÍAZ FERNÁNDEZ, M. (1986): *Análisis demográfico de la demanda de aborto en Asturias 1983-1984*. Universidad de Oviedo.

- DÍAZ FERNÁNDEZ, M. (1989): *Análisis demográfico de la demanda de aborto en Asturias 1986-1987. Evolución de la demanda durante el período 1983-1987*. Universidad de Oviedo.
- FOLBRE, N. (ed.) (1996): *The Economics of The Family*. Edward Elgar Publishing Company, Brookfield.
- GARBACZ, C. (1990): "Abortion Demand". *Population Research and Policy Review*, Vol. 9, Pág. 151-160.
- HASS-WILSON, D. (1996): "The Impact of State Abortion Restrictions on Minors' Demand for Abortions" *The Journal of Human Resource*, Vol. 31, Pág. 140-157.
- INE (1996): *Censo de población 1991*.
- INE (1997): *España. Anuario Estadístico 1996*.
- LLORENTE MARRÓN, M. M. (1996): "Nueva Economía de la Familia. Análisis de la Fecundidad en el Principado de Asturias, 1996". Memoria de Tesis Doctoral, Universidad de Oviedo, Oviedo.
- LLORENTE MARRÓN, M. y otros (1997): "Un modelo de determinación simultánea del número y calidad de hijos". *Revista Internacional de Sociología*, nº17, Pág. 133-151.
- MEDOFF, M. (1988): "An Economic Analysis of the Demand for Abortion". *Economic Inquiry*, Vol. XXVI. Pág. 353-359.
- MICHAEL, R. T. (1973): "Education and the Derived Demand for Children" *Journal of Political Economy*, Vol. 81, Pág. S128-164.
- MINISTERIO DE SANIDAD Y CONSUMO (1987-1995): *Interrupción Voluntaria del Embarazo*.
- RODRÍGUEZ BLAS, C. y OTROS (1994): "Propuesta de un método para estimar la subnotificación del aborto inducido practicado en España". *Gaceta Sanitaria* nº 8, Pág. 63-70.
- ROTHSTEIN, D. (1992): "An Economic Approach to Abortion Demand". *The American Economist*, Vol 36, Pág. 53-64.
- SUN, W. (1995): "A note on An Economic Approach to Abortion". *The American Economist*, Vol. 39, Pág. 90-91.