

Determinantes de las tasas de aborto en los Estados Unidos: un enfoque empírico

Autor

Bryan Picazo Foad

Director

Domingo Pérez Ximénez de Embún

Facultad de Economía y Empresa

2014

Abstracto

Este trabajo utiliza técnicas econométricas de regresión múltiple con el objetivo de analizar los factores socioeconómicos que afectan a la demanda de abortos para el año 1992 en Estados Unidos. Se examinará una muestra representativa de los 50 estados junto con variables explicativas potenciales que se explicarán más adelante. Los resultados empíricos sugieren que el precio de llevar a cabo un aborto, la renta disponible per cápita y actividades anti abortistas tales como organizar piquetes en los centros de salud, vandalismo o acoso son significativas a la hora de tomar una decisión sobre si tener un aborto o no. Sin embargo, variables como las creencias religiosas, el nivel de educación de las mujeres o las leyes que un estado tiene o las posibilidades de financiación no significativas para explicar el número de abortos llevados a cabo a nivel de estados.

Abstract

This paper uses econometric multiple regression techniques in order to analyse the socioeconomic factors affecting the demand for abortion for the year 1992. A cross-section of the 50 US states is examined along with potential explanatory variables which will be explained later on. The empirical results suggest that the price of having an abortion performed, the disposable income per capita and anti-abortion harassment activities (such as picketing with contact, vandalism or stalking) are significant on the decision on whether or not to have an abortion performed. However, cases such as the number of religious people, the high level of education women have or the state laws or state funds are insignificant when explaining the number of abortions performed at a state level.

Índice

1.	Introducción	- 1 -
2.	Revisión de la literatura	- 5 -
3.	Datos	- 11 -
4.	Motivación del modelo econométrico estimado.....	- 11 -
5.	Resultados empíricos	- 15 -
6.	Conclusión	- 27 -
7.	Referencias bibliográficas	- 30 -
8.	Anexo A.....	- 36 -
9.	Anexo B: Datos empleados en las regresiones	- 43 -

1. Introducción

Polémico, discutido, controvertido: un debate eterno. El aborto ha sido en las últimas décadas, un dolor de cabeza para todos los gobiernos y sus habitantes. Algunos dicen que el aborto es bárbaro e incluso medieval; otros argumentan que el acto de prohibir el aborto no es adecuado para la sociedad moderna de hoy en día.

La Corte Suprema de los Estados Unidos de América, sentenció el 22 de Enero de 1973 el caso *Roe contra Wade*, por el que previo a viabilidad fetal, una mujer tiene el derecho constitucional a que se le practique un aborto. Aunque en el primer trimestre del embarazo cada estado podría regular el aborto, para el segundo trimestre cada estado podría prohibirlo (excepto cuando sea necesario mantener con vida a la madre o su salud), (*Roe v. Wade* 410 US 113, 1973). Pero en el tercer trimestre de embarazo, los estados sí tienen todo el derecho de poder prohibir a una mujer tener un aborto. Varios estados del país promulgaron varias leyes restrictivas para realizar abortos, resultando en diferencias interestatales sustanciales en la capacidad que una mujer tiene para que se le practique un aborto.

En 1977, el Congreso de los Estados Unidos aprobó la enmienda de Hyde, que limita el programa de financiación federal de abortos de Medicaid a casos en los que la vida de la mujer está en peligro, o ha sido víctima de violación o incesto (Ley Pública 95-205, 1977)¹. La financiación de abortos para mujeres con rentas bajas quedó en manos de los criterios de cada estado individualmente. Varios estados optaron por prohibir el uso de sus fondos públicos para que mujeres indigentes pudieran abortar con el programa de Medicaid. Otras leyes aprobadas fueron las leyes de involucración de padres, las cuales requieren que uno de los padres deba dar su permiso o consentimiento para que una menor no casada (en la gran mayoría de los estados, la mayoría de edad se cumple a los 18 años de edad) se le practique un aborto. Una ley de involucración de padres está permitida (Gohmann y Ohsfeldt, 1994) siempre y cuando el estado tenga una disposición jurídica que permita a la menor no casada solicitar jurídicamente permiso para que se le practique un aborto.

¹ Medicaid es un programa social de salud en los Estados Unidos para familias o individuos con rentas bajas y pocos recursos (American's Health Insurance Plans (HIAA), pg. 232).

Deyak y Smith (1976) examinaron la demanda de abortos en Nueva York antes de la decisión de la Corte Suprema de los Estados Unidos de América de 1973 de legalizar el aborto. Sus resultados demostraron que la demanda de abortos estaba negativamente relacionada con los costes de transporte, el nivel de educación y los grupos opuestos a reformas abortistas, tales como organizaciones involucradas con el derecho a la vida².

Desde el año 1992, algunos estados han ejecutado leyes de períodos de espera obligatorias (Medoff, 2008). El período de espera significa que todas las mujeres que piden un aborto deben esperar un tiempo específico (normalmente de 24 a 48 horas) antes de que el procedimiento pueda llevarse a cabo. Además, algunos estados también requieren que las mujeres reciban obligatoriamente folletos de información (y en algunos casos deban pagar por ellos) sobre el procedimiento del aborto. Estos folletos recogen información que incluye riesgos de salud, desarrollo del feto, disponibilidad de ayuda financiera y agencias de adopción.

Estas cuatro leyes implican que el coste efectivo total para la práctica de un aborto incremente. El coste efectivo total consta tanto de costes directos como de costes indirectos. En los costes directos se incluye el precio que hay que pagar por la práctica de un aborto. Los costes indirectos incluyen costes financieros como gastos de viaje o tiempo laboral perdido, y costes emocionales, como arrepentimiento o culpabilidad. Los estados con leyes de aborto restrictivas hacen que sea más difícil y costoso para una mujer obtener un aborto. Por ejemplo, Finer *et al.* (2006) llevó a cabo un estudio que mostraba que un 58% de mujeres les hubiera gustado que se les practicara el aborto antes. Las razones más comunes fueron el período de espera de disposición, el tiempo para decidir sobre si abortar o no y el tiempo que tardan en darse cuenta del embarazo.

Un dato es que para el año 1985 únicamente quince estados proveían financiación para abortar a mujeres que cumplían los requisitos (The Alan Guttmacher Institute, 1988, p.37). Antes del año 1983, varios estados requirieron que los abortos en el segundo trimestre de embarazo debían ser llevados a cabo en un hospital. Pero en ese año, el Congreso de los Estados Unidos sentenció en *Akron v. Akron Center for Reproductive Health* que estas regulaciones no eran buenas para la salud de las mujeres embarazadas, y que el no permitir un aborto en un escenario no hospitalario durante el segundo semestre de embarazo resultaba ser una carga innecesaria para el acceso de una mujer a

² El derecho a la vida es un principio moral basado en la creencia de que un ser humano tiene derecho a vivir y no debería ser asesinado injustamente por otro ser humano.

un aborto seguro y relativamente barato. Así, las regulaciones fueron declaradas ilegales (*City of Akron v. Akron Center for Reproductive Health, Inc., et al.* 462 US 416 (1983); Rodman, Sarvis, Bonar, 1987 p.120-1).

Desde la decisión histórica y controvertida de *Roe v. Wade* en 1973, ha habido un gran número de investigaciones que realizan análisis de porcentajes estadísticos de las características demográficas de las mujeres que abortan en los Estados Unidos. Este tipo de estudio e investigación se realiza constantemente por el Alan Guttmacher Institute (AGI) que lleva a cabo encuestas a nivel nacional de los proveedores de abortos para obtener este tipo de información³. Otra fuente para obtener datos sobre los abortos en los diferentes estados es el Center for Disease Control (CDC). En este artículo, se usarán datos obtenidos del AGI ya que son los más reconocidos (hasta por el mismo CDC) por recoger los datos de los estados más precisos y completos sobre abortos, ya que sus cifras están basadas en información directamente suministrada por los proveedores de abortos en lugar de información recogida por organismos de salud públicos. El AGI usa una metodología consistente en la recolección de datos, aunque no recoge datos sobre abortos todos los años.

El AGI descubrió que en la década de los 80 la mayor parte de las mujeres que abortaban eran mujeres de color, jóvenes, solteras y de áreas metropolitanas. El índice de abortos para mujeres de color es mayor que el de las mujeres blancas, un gran porcentaje de las mujeres que abortan no tenían hijos previamente, y las mujeres católicas tienen la misma probabilidad de abortar que el resto, mientras que las mujeres evangélicas tienen una probabilidad menor. Las mujeres cubiertas por el programa Medicaid tienen un índice de aborto mayor, (The Alan Guttmacher Institute, 1987, p.5-9, 1988, p.158-68). Más resultados facilitados por Jones, Darroch y Henshaw (2002); mujeres de 18-29 años de edad, no casadas, de raza negra o hispanica, o con desventajas económicas –entre las que se incluyen las cubiertas por los programas de Medicaid– tienen más abortos que otras. Yendo un poco más lejos, Henshaw y Van Vort (1989) descubrieron que de cada 1000 mujeres, hay un total de 43.8 entre los 15 y 19 años de edad que abortan. En este rango las que más abortan son las que tienen entre 18 y 19 años, con un total de 63 abortos por cada 1000 mujeres, lo que podría explicar las leyes de involucreción de padres.

³ El Alan Guttmacher Institute es una organización sin ánimo de lucro que estudia temas de salud reproductiva a través de investigaciones, educación pública y análisis de políticas.

Otro estudio utiliza datos a nivel individual sobre mujeres que abortaron en ocho estados y en la ciudad de Nueva York en el año 1980 con el objetivo de investigar los efectos que tenían unas variables sociodemográficas seleccionadas sobre el aborto, (Powell-Griner and Trent, 1987, p.553). Usando análisis multivariante, el estudio encontró que hay más probabilidad de que las mujeres aborten si cumplen una de las siguientes características: residen en área metropolitana, no tienen hijos previos, han acabado la educación secundaria, son de raza negra, están en sus últimos años de fertilidad y no están casadas⁴.

De acuerdo con los efectos de legalizar el aborto, un estudio (Legge, 1985, p.130). examina las consecuencias en la sentencia de *Roe v. Wade* de 1973. Usa un modelo de series temporales y un análisis de regresión de mínimos cuadrados ordinarios con datos mensuales que abarcan desde enero del año 1951 hasta enero del año 1973 (previo a *Roe v. Wade*) y otro que abarca desde febrero del año 1973 hasta diciembre del año 1978 (posterior a *Roe v. Wade*). Los resultados sugieren que a corto plazo hubo una disminución significativa en el número de abortos después del año 1973.

Otro estudio del Alan Guttmacher Institute analizando los costes públicos encontró que en el año fiscal de 1978, tras la enmienda de Hyde, "...si una quinta parte de las mujeres indigentes embarazadas siguen adelante y tienen el hijo financiado a través del programa de Medicaid en lugar de tener el aborto legalmente por este programa, el coste de tener el hijo superará con creces al ahorro que supondría no tenerlo", (The Alan Guttmacher Institute, 1980, p.130). Resultados similares se obtuvieron para el año 1985, ya que por cada dólar gastado en pagarle el aborto a una mujer con renta baja, la Sanidad Pública ahorra más de cuatro dólares en gastos de prestaciones sociales durante los dos primeros años de vida del hijo. (The Alan Guttmacher Institute, 1988, p.45).

Medoff (1989) usa análisis económico y técnicas de regresión múltiple para determinar qué estados tendrían más probabilidad de ilegalizar el aborto si la decisión de *Roe v. Wade* se anulase. Para explicar este asunto, el autor tiene en cuenta factores sociales, económicos e ideológicos. Su variable dependiente es una medida de si dos senadores de cada estado votarían a favor o en contra de la enmienda de Hatch/Eagleton⁵. Los

⁴ Ver tabla A8 en el Anexo.

⁵ La enmienda de Hatch/Eagleton fue la propuesta más cercana en contra de la decisión de *Roe v. Wade* para proteger a los niños no nacidos. Llevaron a cabo una propuesta para anular la sentencia de la Corte

resultados demuestran que cuanto mayor es el porcentaje de trabajadoras de cuello blanco, cuanto mayor el porcentaje de mujeres de color, y si el estado ratificase la enmienda de Derechos Equitativos Federales, mayor es la probabilidad de que el estado sea pro abortista. Sin embargo, cuanto mayor es el porcentaje de cristianos radicales menos probable es que el estado sea pro abortista.

2. Revisión de la literatura

Un buen punto para comenzar sería analizar el impacto sobre la actividad sexual adolescente. Levine (2000), usando la “Encuesta de comportamientos de gente joven”⁶, encontró que entre los años 1991 y 1997 ni una restricción de financiación de Medicaid ni una ley de involucración de padres tenía un impacto sobre la actividad sexual de los menores. Esto no quiere decir que no pudiera ser significativo ya que este tipo de encuesta no tiene demasiadas medidas de características socioeconómicas individuales, con lo cual los resultados podrían ser bastante relativos. Sin embargo, Averett, Rees y Argys (2002) descubrieron los mismos resultados utilizando la Encuesta Nacional de Crecimiento de las Familias de 1995⁷. No obstante, Levine (2003) descubrió que la presencia de una ley de involucración de padres incrementaba la probabilidad de actividades sexuales seguras porque el número de embarazos disminuía, de ahí que decreciese el número de abortos, pero no necesariamente la cantidad de actividad sexual. Por ejemplo, en el estado de Massachussets, después de la introducción de una ley en Abril de 1981⁸, Cartoof y Klerman (1986) descubrieron que durante los 20 meses siguientes a la introducción de esta ley la mitad de menores abortaron, y que durante este tiempo, más de 1800 menores viajaron a un total de cinco estados cercanos para que pudieran abortar.

de los Estados Unidos de América, pero consiguieron sólo 49 votos, lejos de los 67 que se necesitan para alcanzar la mayoría absoluta en el Senado.

⁶ El “Youth Risk Behaviour Survey” (YRBS) es una encuesta americana de riesgos de salud adolescente para proteger a estos de comportamientos tales como fumar, beber, uso de drogas, actividad sexual o dietas severas.

⁷ La “National Survey of Family Growth” (NSFG) es una encuesta que lleva a cabo el Centro Nacional de Estadísticas de la Salud para comprender tendencias relacionadas con la fertilidad o estructuras familiares.

⁸ Una ley que requería a mujeres menores de 18 años a obtener permiso de los padres antes de obtener un aborto (en otras palabras, las leyes de involucración de padres de las que se están hablando), con la excepción de que también se consentía obtener el permiso por consentimiento judicial.

Al hablar de la religión, es lógico pensar que cuantos más habitantes con creencias religiosas tiene un estado, más probable es que el número de abortos llevados a cabo sea menor. Hay muy poca literatura que hable sobre la relación entre actitudes religiosas y el aborto. Corcoran (2012) afirma que las teorías económicas religiosas exponen que los individuos toman decisiones sobre el aborto racionalmente, como cualquier otra decisión en la vida real. No obstante, es sabido que la Iglesia Católica se opone a métodos abortistas (bajo la mayor parte de circunstancias), lo cual quiere decir que los católicos son menos tolerantes con el aborto que los no católicos, (Balakrishnan *et al.* 1975; Peterson y Mauss 1976; McIntosh *et al.* 1979; Granberg 1991). Pese a esto, medir esta estadística podría ser de gran dificultad dado el número de católicos yendo a centros de salud y el número de católicos dentro del correspondiente estado. Pero hay hechos que indican que oponerse a un aborto “sencillo” está relacionado con ideologías políticas conservadoras. Además, hay otra parte de la literatura (Peterson y Mauss, 1976) que afirma que la religión y las ideologías políticas conservadoras están altamente correlacionadas. La hipótesis deducida a partir de esto es que los miembros más conservadores de la Iglesia Protestante (y, de la Iglesia Católica) tenderían a rechazar el aborto, mientras que miembros de las iglesias más liberales estarían a favor de él. Estos autores también manifestaron que la asistencia a la iglesia y el tipo de confesión religiosa son dos actitudes muy significativas en relación al aborto. De acuerdo con estos dos autores y el respaldo del modelo de Rosenberg y Abelson, se pueden predecir actitudes o posturas a favor o en contra de un “objeto” (en este caso, el aborto)⁹. Así, considerando el aborto, en las sociedades más conservadoras y religiosas se adoptará una actitud negativa sobre el “objeto”, ya que además en estas sociedades la procreación es considerada como “voluntad de Dios”. Sin embargo, en sociedades más liberales y con menos gente religiosa, se puede predecir una actitud más positiva hacia el “objeto”. Son en este tipo de sociedades en donde se le da más importancia a las cosas de este mundo en lugar de a otras como el control de la población o los derechos de las mujeres.

No obstante, Granberg (1991) afirma que la población casada está más influenciada por afiliaciones actuales y situaciones familiares que de la religión en sí. Para los católicos, tener un cónyuge también católico podría indicar más lealtad religiosa, de ahí que se

⁹ La teoría de la consistencia afecto-cognitiva de Rosenberg y Abelson establece que “todos los procesos cognitivos en los que los objetos de conocimiento tienen un significado afectivo para el sujeto cognoscente” (Eiser, 1986).

muestren más en contra del aborto. Por otro lado, para un no católico con cónyuge católico, es más probable que se vayan distanciando del mundo religioso que de comprometerse en este mundo.

Otro grupo de estudios examina el impacto de leyes restrictivas de aborto sobre la tasa de embarazos. Estas leyes incluyen la financiación de Medicaid y leyes de involucración de padres, y los resultados muestran que ambas tienen un efecto negativo sobre el índice de abortos (Blank, George y London, 1996; Haas-Wilson, 1996). Esto también podría significar que las mujeres incrementaron el uso de métodos anticonceptivos, aunque resultados empíricos de tal calibre raramente son consistentes y concordantes. Utilizando datos a nivel de los diferentes estados y varias estadísticas socioeconómicas durante el período entre los años 1978-1990, los autores descubrieron que las leyes de involucración de padres causaron una reducción en los abortos de entre el 13% y el 25%. Además, restricciones en los diferentes estados sobre el uso del programa Medicaid (donde el programa paga a las mujeres por los abortos) hizo que se redujese la demanda de abortos entre un 9% y un 17%. Aparte de esto, los autores sugirieron que si las políticas de los diferentes estados divergen más en un futuro, el número de mujeres que buscan abortar en otros estados diferentes a donde residen crecerá significativamente.

Kane y Staiger (1996) argumentan que las medidas de restricciones en financiación para las familias y las leyes de involucración de padres están relacionadas con menos nacimientos. Las medidas sobre la disponibilidad de proveedores de abortos son endógenas. Si se restringe más el acceso al aborto o los proveedores se encuentran a más distancia de la demanda, las tasas de embarazo disminuyen. Sin embargo, estos dos autores encuentran también que los resultados son endógenos, ya que cuanto mayor es la disponibilidad de proveedores de aborto, menor es el coste de este seguro, con lo que crea un riesgo moral para los adolescentes que les hace ser menos cuidadosos a la hora de evitar embarazos no deseados, generando de esta forma un aumento en el número de abortos. Por otro lado, Akerlof *et al.* (1996) afirman que cuantos más proveedores de abortos existan, menor es el coste de la actividad sexual premarital. También expone que algunas mujeres que aún no se han casado y son opuestas al aborto se comprometen en actividad sexual prematrimonial porque creen que si se abstuviesen, acabarían su relación ya que sus parejas buscarían satisfacción en otros lugares. Estas mujeres tienen menos probabilidad de abortar que otras debido a que son precisamente éstas las que

desean tener hijos, como también es más probable que estas mujeres pertenezcan a grupos relacionados con el derecho a la vida. Por tanto, más disponibilidad de proveedores de aborto resulta en un incremento de la actividad sexual prematrimonial, menos abortos, y más niños nacidos fuera del matrimonio. Benson *et al.* (2003) van un poco más lejos, explicando que si las clínicas con experiencia en proveer abortos con rapidez pudiesen compartir sus conocimientos y experiencias con clínicas que no tienen tanta experiencia proveyendo abortos, los servicios relacionados con la provisión de abortos podrían expandirse a gran velocidad.

A la hora de hablar sobre el efecto que puede tener el precio de un aborto en la decisión sobre llevarlo o no a cabo, Gohmann y Ohsfeldt (1993) usaron datos a nivel de estado de los años 1982, 1984, 1985 y 1987 y descubrieron que la demanda de abortos es un bien inelástico (en otras palabras, cuando sube el precio, la demanda permanece prácticamente igual). Pero su principal conclusión se basaba en que los estados que tenían más leyes y restricciones para tener un aborto tienden a incrementar más su precio, por lo que la demanda de abortos en estos estados se reduce.

Una de las relaciones más amplias y frecuentemente observadas en la literatura empírica sobre el comportamiento de las tasas de natalidad es la de la correlación negativa entre el nivel de educación y el índice de abortos. Michael (1973) afirmó que las parejas con más nivel de educación tienden a utilizar mejor los métodos anticonceptivos. Klick (2004) manifiesta que si un embarazo en adolescentes o gente joven resulta ser no deseado, es probable que interrumpa su educación, resultando en un impedimento más grande a la hora de entrar al mercado laboral. Adicionalmente, los investigadores de la Asociación Americana de Obstetricia y Ginecología (ACOG) llevaron a cabo una encuesta muy particular, realizada en un colegio médico religioso durante el año académico 2008-09 (Guiahi *et al.*, 2011)¹⁰. Tomaron una muestra de 273 estudiantes de segundo y cuarto año. Aunque únicamente 220 estudiantes participaron en la encuesta (un 80.6% del total), hubo una amplia mayoría de estudiantes que apoyaban esta medida, a pesar de que un 75% de los estudiantes procedían de antecedentes católicos o cristianos.

Gober (1994) usó datos a nivel de estados para determinar si variables como las leyes de un estado o la financiación tienen un efecto significativo sobre las tasas de aborto.

¹⁰ La ACOG respalda la educación sobre planeamiento familiar y sobre los abortos para todos los estudiantes de medicina.

Descubrió que la presencia de más mujeres de color lleva a un número mayor de abortos. También, argumenta que el acceso al aborto puede ser complicado cuando hay presencia de protestas antiabortistas. Un número importante de mujeres embarazadas, empleados de las clínicas y médicos denuncian ser víctimas de manifestantes antiabortistas, por lo que afecta a la decisión sobre llevar a cabo un aborto. Gober (1997) también descubrió que los estados que tenían más habitantes concentrados en áreas metropolitanas financiaban más a mujeres con menos recursos, además de tener una ideología política que estaba a favor del aborto. Sin embargo, en estados que no tienen un gran número de habitantes concentrados en áreas metropolitanas, no había financiación pública a mujeres con menos recursos. A pesar de esto, la presencia de determinados grupos religiosos podría tener un efecto sobre la disponibilidad de estos tipos de financiación. Por ejemplo, estados con más comunidades de judíos tienden a fomentar este tipo de ayudas. Numéricamente, Gober encontró que la aplicación de una ley de involucración de padres o una ley de período de espera resultaría en una disminución de 2.08 abortos por cada 1000 mujeres. Por otro lado, un incremento en la financiación de los abortos para mujeres con menos recursos de un dólar per cápita (aproximadamente, el nivel de financiación del estado de California) resultaría en un incremento de 12.33 abortos por cada 1000 mujeres.

Además de esto, Medoff (1988) descubrió que si se prohibiesen todas las financiaciones de Medicaid, el número de abortos se reduciría a 44 abortos por cada mil mujeres embarazadas (o lo que es lo mismo, en una bajada del 17.5% en la tasa de abortos de 1980). No obstante, si los abortos se prohibiesen constitucionalmente, no eliminaría del todo la cuestión del aborto, dado que una alternativa a ello sería realizar un aborto de manera ilegal. Si este fuera el caso, el incremento en el precio de los abortos aumentaría significativamente. Asumiendo que el precio ilegal de un aborto es un 50% más alto que el precio de mercado en 1980, los resultados demostraron que la tasa de abortos disminuiría en un 40.5%.

Otro punto de vista interesante es el de las políticas de frontera de los estados. Blank, George y London (1996) descubrieron que las leyes de aborto de un estado dependen en gran parte de las leyes que hay en los estados de su alrededor. Cuanto más cercana sea la población entre estos estados, más probable es que estos estados impongan políticas para mujeres que fueren su desplazamiento en búsqueda de un aborto.

Por otro lado, cuando se habla de la renta per cápita, el pensamiento lógico es pensar que cuanto mayor es la renta, mayor será la tasa de abortos. Siegers (1987) hace hincapié en este asunto, analizando el caso de que si una mujer se encuentra activa en el mercado laboral, un incremento en el sueldo de su pareja sólo tiene un efecto positivo sobre el número de abortos. En cambio si sólo es la pareja la que se encuentra activa en el mercado laboral, podría generar tanto un efecto positivo como negativo sobre la tasa de abortos.

Las actividades antiabortistas suelen cobrar bastante importancia en este tema. Entman (2002) estudió que mientras los intereses de los gobiernos se centran al mismo nivel en regular las manifestaciones tanto en los colegios electorales, como las antiabortistas o las laborales, los tribunales han dado más derechos a la libertad de expresión de aquellos que realizan actividades antiabortistas que a aquellos implicados en colegios electorales o en huelgas de trabajadores. No obstante, el Congreso ha intentado prevenir manifestaciones entrometidas a través de la aplicación de la “Libertad de Acceso a la Entrada de una Clínica”, que penaliza a cualquiera que “por fuerza o amenaza de fuerza u obstrucción física dañe intencionadamente o intimida o interfiere con cualquier persona que intente entrar en una clínica”. Aunque la legislación no impone limitaciones sobre qué clase de manifestaciones permite o no permite, sí prohíbe de manera más general a cualquier manifestante dañar o herir a cualquier persona entrando o saliendo de una clínica. Hay estados que han aprobado leyes para prevenir asedios a las clínicas y la violencia y especifican los parámetros para manifestaciones antiabortistas legales. Por ejemplo, Medoff (2003) investigó que actividades tales como hacer piquetes, vandalismo, acoso a empleados o a pacientes o amenazas de bombas no reducen significativamente la demanda de abortos. Por el contrario, estudios realizados por la Corte Suprema consideran que la amenaza a la privacidad de las mujeres es la razón principal por la que se evitaría el aborto.

Otros estudios llevados a cabo en este tema son las consecuencias que ha tenido el aborto. Klick y Stratmann (2003) afirmaron que la legalización del aborto ha causado un incremento en la incidencia de ETS (tales como gonorrea o sífilis). Bitler y Zavodny (2002) enunciaron que la legalización ha reducido los índices de adopción de niños nacidos de mujeres de raza blanca. De manera similar, Bitler y Zavodny (2004) sugirieron que la legalización del aborto ha disminuido la incidencia de abuso de niños

y abandono, confirmándose la teoría de que gracias a la legalización del aborto nacen menos niños no deseados.

3. Datos

La información sobre el número de abortos por estado procede de Henshaw y Van Vort (1994). La información sobre el precio de abortos por estado, sus leyes y de la posibilidad de financiación vienen del Alan Guttmacher Institute y de Merz, Jackson y Klerman (1995). Los datos obtenidos de las actividades anti abortistas fue construida usando datos proporcionados al autor Dr. Stanley Henshaw por el Alan Guttmacher Institute (Kahane, 2000). Tanto la información sobre el nivel de educación y la renta per cápita fueron obtenidas del U.S. Bureau of the Census (1994). Por último, los datos sobre la religión (Bradley *et al.*, 1992) se encuentra disponible en la Association of Religion Data Archives (ARDA).

4. Motivación del modelo econométrico estimado

Una vez fijado ampliamente el objetivo, es hora de analizar más detalladamente los modelos que se van a usar, además de cómo se van a tratar estos conjuntos de datos para obtener los resultados.

En los Estados Unidos, principalmente, se puede encontrar una gran variedad de cultura económica y social que podría tener una influencia crítica sobre este tema. Mientras hay algunos estados que tienen tasas de aborto elevadas, otros tienen tasas más bajas. La pregunta es, ¿qué se puede decir sobre el aborto? El aborto es un asunto de interés a día de hoy, ya que es un tema delicado y controvertido que causa divisiones fuertes dentro de la sociedad entre aquellos a favor y aquellos en contra. Con respecto a los Estados Unidos, estas divisiones se pueden apreciar con claridad ya que los diferentes estados tienen diferentes leyes con respecto al aborto. En este trabajo, se analizarán algunos de los factores que pueden tener efectos sobre las tasas de aborto en los Estados Unidos, lo que permitirá explicar la diferencia en las tasas de aborto entre los estados.

Con esta finalidad, se ha recogido un conjunto de datos de los 50 diferentes estados de los Estados Unidos. Los datos de las variables elegidas que pueden tener influencia

sobre el índice de abortos son, entre otras, el porcentaje de gente religiosa dentro de un estado, el precio de un aborto, el nivel de educación o la renta disponible. Estos conjuntos de datos se analizarán para descubrir la influencia que tienen sobre la tasa de abortos.

Después de analizar las variables, se podrán sintetizar algunos de los resultados principales llevados a cabo en este estudio, como plantear los modelos correspondientes (basados en regresiones lineales y contrastes de hipótesis) y resolviendo algunos resultados estadísticos relacionados con los datos.

Como se ha dicho previamente, los resultados se basarán en modelos de regresión lineal múltiple. Es bastante obvio que en este modelo, la variable dependiente será *abortion*, dado que es el tema que se está tratando de estudiar, a fin de entender la relación entre el número de abortos por cada mil mujeres y las variables explicativas, que serán detalladas a continuación. Estas variables explicativas serán: *RELIGION*, *PRICE*, *LAWS*, *FUNDS*, *EDUC*, *INCOME*, *PICKET*. Por tanto, para determinar los efectos de varias variables socioeconómicas, restricciones legales, o factores antiabortistas sobre la demanda del número de abortos a nivel individual, se estimará la siguiente ecuación:

$$\text{abortion}_i = \alpha + \beta_1 \text{RELIGION}_i + \beta_2 \text{PRICE}_i + \beta_3 \text{LAWS}_i + \beta_4 \text{FUNDS}_i + \beta_5 \text{EDUC}_i + \beta_6 \text{INCOME}_i + \beta_7 \text{PICKET}_i ; i = 1, 2, \dots, 50;$$

La variable dependiente, *abortion*, es una tasa medida como el número de abortos por cada mil mujeres entre 15-44 años de edad en el año 1992.

La primera variable independiente, *RELIGION*, es el porcentaje de los habitantes de un estado que son católicos, baptistas del sur, Evangélicos o mormones. *PRICE* es el precio medio cobrado en el año 1993 en instalaciones no hospitalarias por un aborto con anestésicos locales en las 10 primeras semanas. *LAWS* y *FUNDS* son ambas variables ficticias, lo que quiere decir que toman exclusivamente el valor de 0 ó de 1. *LAWS* es igual a 1 si un estado tiene una ley que restringe el acceso al aborto para una menor (=0 si el estado no tiene una ley con una restricción), y *FUNDS* toma el valor de 1 si en el estado hay financiación disponible para pagar un aborto bajo las condiciones requeridas (=0 si el estado no paga por el aborto). *EDUC* es el porcentaje de mujeres en un estado mayores de 25 años con título de educación secundaria o superior en el año 1990. *INCOME* es la media de la renta per cápita medida en dólares americanos en el año 1992. Finalmente, *PICKET* es el porcentaje de mujeres que respondieron a encuestas

que denunciaron experimentar ser víctimas de piquetes con contacto físico o bloqueo al acceso de clínicas por manifestantes antiabortistas. Esta variable, a pesar de llamarse “*picket*” está compuesta por varias actividades: víctimas de piquetes, vandalismo (atrancar puertas, daño físico, etc.), manifestaciones resultantes en detenciones, acoso de empleados o de pacientes, amenazas de bombas y hasta ataques químicos (rociamiento con ácido).

Estas variables, en principio, parecería que tienen importancia significativa a la hora de explicar por qué una mujer decidiría abortar o no. Por ejemplo, la presencia de dos variables ficticias podría ser útil ya que una regresión simple puede representar múltiples grupos. Como toman los valores 0 y 1, un 0 en este caso significaría que el estado no tiene ley que impida a los menores acceder a conseguir un aborto o que el estado no pagará para que una mujer obtenga un aborto. En otras palabras, ¿una ley de restricción del aborto podría influir en la decisión de llevar a cabo un aborto? Este tipo de variables podrían ayudar a predecir mejor la variable dependiente.

Para empezar con un ejemplo sencillo, se estudiará la relación entre el número de abortos y la renta per cápita. Uno podría suponer que el número de abortos será mayor entre mujeres con rentas más altas ya que podrían permitirse su coste. Según la figura A4, se puede apreciar esta relación ya que las observaciones se sitúan ligeramente alrededor de la recta de regresión, a pesar de algunas excepciones como Hawaii o Wyoming, con lo que este modelo tiene una regresión bastante ajustada. Además, cuanto menor es la renta de una familia o persona menor es el número de abortos – esto podría ser el caso de familias que tienen muchos hijos y después los ponen en adopción. Por otro lado, de acuerdo con la variable *PICKET*, es lógico pensar que si el número de personas (tanto mujeres como hombres, ya que se incluye el personal de los centros clínicos) que son víctimas de actividades antiabortistas incrementa, el número de abortos disminuya. Hay casos en los que las mujeres que van a abortar o los médicos que los llevan a cabo son intimidados o amenazados físicamente por antiabortistas extremos.

Por otro lado, con variables como la religión, cabe esperar que cuanto mayor sea el número de habitantes religiosos en un estado, menor sea el número de abortos. En la regresión se descubre que las observaciones están muy esparcidas alrededor del

diagrama de dispersión¹¹. En relación con este diagrama –y como se verá más adelante– la variable *RELIGION* podría no ser significativa a la hora de explicar el número de abortos cuando a primera vista parecía lógico asumir que la religión iba a ser uno de los atributos principales para explicar la cifra de abortos. Por ejemplo, el estado de Rhode Island tiene un gran porcentaje de gente religiosa mientras que a la vez tiene un número significativo de abortos. No obstante, West Virginia o Indiana tienen muy pocos abortos y muy poca población religiosa.

Uno de los problemas comunes que se puede encontrar en datos de corte transversal es el problema de la heteroscedasticidad (varianzas no constantes) en el término del error. Particularmente para este trabajo, es de suma importancia estudiar el problema de la heteroscedasticidad ya que la variabilidad de abortos entre los diferentes estados pueden tener resultados bastantes dispares. Es importante erradicar la heteroscedasticidad porque podría contradecir los contrastes de significatividad estimados en el modelo. Aunque la heteroscedasticidad no altera las propiedades de insesgadez y consistencia de los estimadores MCO, estos estimadores ya no son de mínima varianza o eficientes. En otras palabras, no son Estimadores Lineales Insesgados y Óptimos¹², simplemente serían Estimadores Lineales Insesgados (ELI). Esto significa que los contrastes de t-student y F de Fisher basados en las hipótesis clásicas del modelo podrían no ser fiables, resultando en conclusiones erróneas en relación con la significatividad de los coeficientes estimados en la regresión. Con el fin de estudiar si la heteroscedasticidad está o no presente, se llevará a cabo el contraste de White y el contraste de Breusch-Pagan.

Aparte de esto, se usarán estadísticos, como también la matriz de correlación que ayudará a corregir posibles problemas de multicolinealidad que podría presentar la regresión.

El último problema es el de variables omitidas. Esto ocurre cuando variables que deberían incluirse en el modelo se dejan fuera. De ahí que si se quiere una estimación más precisa, se deberían eliminar del modelo, dejando un modelo más reducido con únicamente las variables explicativas. Por ello, se usarán la prueba F de Fisher para comprobar si las variables omitidas están omitidas correctamente, o, si por otro lado, se está incurriendo en un error de sesgo de variables omitidas.

¹¹ Ver figura A1 en el Anexo.

¹² A partir de ahora, ELIO.

5. Resultados empíricos

En esta parte del trabajo, se ofrecen los principales resultados del análisis, junto con información tanto estadística como económica.

Tras los estadísticos descriptivos y la matriz de correlaciones, se estiman las regresiones MCO, utilizando la variable dependiente, *abortion*, y el resto de las variables como independientes o explicativas.

Como se puede apreciar en la tabla 1, la media obtenida de abortos es de 20.57, lo que quiere decir que hay aproximadamente una media de 21 abortos por cada 1000 mujeres en los Estados Unidos¹³. El número de abortos dependiendo del estado varía bastante, con el número más pequeño de abortos de 4.3 en el estado de Wyoming, y con la 46.2 abortos en el estado de Nueva York, siendo esta la más alta.

Variable	Media	Mediana	Mínimo	Máximo	Desv. Típica
<i>abortion</i>	20.5780	18.4000	4.3000	46.2000	10.0586
<i>religion</i>	32.6520	29.6500	9.8000	76.7000	12.6622
<i>price</i>	305.120	294.500	228.000	461.000	48.7504
<i>laws</i>	0.3600	0.0000	0.0000	1.0000	0.4849
<i>funds</i>	0.2400	0.0000	0.0000	1.0000	0.4314
<i>educ</i>	75.9300	76.7000	64.3000	86.6000	5.9397
<i>income</i>	19215.5	18881.0	14082.0	27150.0	2809.79
<i>picket</i>	52.3400	50.0000	0.0000	100.000	26.3622

Tabla 1. Estadísticos principales.

Sin embargo, es importante analizar la correlación entre variables, a la vez que comprobar si cualquiera de las variables actúa de manera extraña con respecto a otra, moviéndose en dirección contraria al sentido común. Con este fin, se utilizará a continuación una matriz de correlaciones que demostrará si una variable explicativa está altamente relacionada con otra para poder entonces eliminarla de la regresión. Luego, se comprueba que no hay evidencia ni signos de multicolinealidad, ya que todos los valores en la tabla se encuentran entre -0.9 y +0.9. Esto se puede ilustrar con un simple ejemplo para explicar este tema. Observando las variables *abortion* y *EDUC*, ambas tienen un valor de 0.1949, valor positivo, lo que quiere decir que mujeres que tienen un título de educación secundaria o superior tienden a tener más abortos. Esto se podría explicar en el sentido de que las mujeres estudiando títulos de grados superiores,

¹³ Para resultados más actualizados, entre los años 2003 y 2008 la tasa era de 29 por cada 1000 mujeres (Henshaw, 2012).

carreras, tesis o mujeres activas en el mercado laboral no quieren interrumpir sus actividades profesionales por estar embarazadas, por lo tanto abortan. Y analizando desde otro punto de vista, tomando una variable como *PICKET* o *RELIGION*, su relación con la tasa de abortos es negativa, significando que cuantas más actividades antiabortistas hay en un estado, menor número de abortos.

Y lo mismo ocurre para la religión (cuanta más gente religiosa en un estado, menos abortos). De todos modos, estos resultados son los esperados para estas variables, ya que cuanta más gente haya acosando a las pacientes que van a llevar a cabo un aborto, menor es el número de abortos. Aún con todo, hay una cifra sorprendente en el cuadro. Es lógico pensar que si el precio de un aborto aumenta, menos abortos se llevarían a cabo. Sin embargo, la correlación entre ambas es positiva. Esto se debe a que no se ha corregido aún en el modelo los problemas de heteroscedasticidad, los cuales se solucionarán después.

<i>abortion</i>	<i>religion</i>	<i>price</i>	<i>laws</i>	<i>funds</i>	<i>educ</i>	<i>income</i>	<i>Picket</i>	
1.0000	-0.1252	0.0031	-0.2879	0.4344	0.1949	0.6472	-0.3774	<i>abortion</i>
	1.0000	0.0867	0.3476	-0.1682	-0.0799	-0.0712	0.2073	<i>religion</i>
		1.0000	0.0137	0.2024	0.2483	0.3027	-0.0700	<i>price</i>
			1.0000	-0.3239	-0.0719	-0.2092	0.2760	<i>laws</i>
				1.0000	0.1954	0.4746	-0.1975	<i>funds</i>
					1.0000	0.4414	-0.3096	<i>educ</i>
						1.0000	-0.1607	<i>income</i>
							1.0000	<i>picket</i>

Tabla 2. Matriz de correlación.

Uno de los estadísticos más importantes en la econometría es el del p-valor. Las variables *RELIGION*, *LAWS*, *FUNDS* y *EDUC* no son significativas al 5% (excepto *PRICE*, que es significativo al 10% nivel de significación) ya que su p-valor es mayor al nivel de significación (ver tabla 3), lo que significa que se acepta la hipótesis nula ($\beta_i \approx 0$), afirmándose que las variables no son significativas¹⁴. Esto podría resultar sorprendentemente, por lo menos en términos de la religión, donde cabe pensar que una persona religiosa estaría menos inclinada a tener un aborto. Sin embargo, las variables de *INCOME*, *PRICE* y *PICKET* son significativas para explicar el número de abortos.

¹⁴ El resultado de *LAWS* coincide con Gius (2007), cuando descubrió que las restricciones legales de un estado no eran estadísticamente significativas sobre la decisión de tener un aborto.

Otra manera de explicar los contrastes de significatividad es con el contraste t^{15} . Primero se toma el valor del estadístico t para *RELIGION*, 0.23. Para saber si es significativa o no, es necesario contrastar este valor con $t_{\varepsilon/2, T-k}$, siendo ε el nivel de significación del 5%, T el número de observaciones (50=estados en los Estados Unidos) y k los grados de libertad. El nivel de significación se divide por dos porque es bilateral. Con todos estos números, se busca el valor crítico del estadístico $t_{0.025/42}$, obteniendo 2.02. Nuestro estadístico t (0.23) es más pequeño que el valor crítico, lo que quiere decir que al 5% de nivel de significación se acepta la hipótesis nula, con lo cual el regresor de esta variable es casi idéntico a cero, luego no es significativo. Es importante anotar que como es un contraste bilateral para analizar la presencia de variables significativas, el estadístico t se tiene que utilizar en valor absoluto. Así, cogiendo la variable *PRICE*, la cifra de -1.91 se toma como $|-1.91| > 1.68$ (el valor crítico, se rechaza la H_0 , por tanto la variable del precio es significativa). En este caso el valor crítico es de 1.68 porque hay que contrastarlo al 10% de nivel de significación (en otras palabras, sacando el valor crítico de $t_{0.05/42}$).

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	14.2840	15.0776	0.95	0.35	
religion	0.0201	0.0864	0.23	0.82	
price	-0.0424	0.0222	-1.91	0.06	*
laws	-0.8731	2.3766	-0.37	0.72	
funds	2.8200	2.7835	1.01	0.32	
educ	-0.2873	0.1996	-1.44	0.16	
income	0.0024	0.0005	5.27	0.00	***
picket	-0.1169	0.0422	-2.77	0.01	***

Tabla 3. Modelo MCO.

<p>Media de la variable dependiente: 20.57800</p> <p>Suma de cuadrados residuos: 2094.962</p> <p>$R^2 = 0.577426$</p> <p>R-cuadrado corregido: 0.506997</p> <p>Valor p (de F): 2.85e-06</p> <p>F(7,42): 8.198706</p>

A continuación, se va a estimar un modelo MCO que incluya únicamente las variables que han resultado significativas. Como se puede ver en la tabla 3, las variables *PRICE*,

¹⁵ $H_0: \beta_i=0$
 $H_1: \beta_i \neq 0$

INCOME y *PICKET* son significativas. Una variable es significativa cuando su p-valor es menor que el nivel de significación (que por defecto se elegirá siempre el 5%), lo cual quiere decir que se rechaza la hipótesis nula, y que la variable no puede ser omitida con el fin de explicar la variable dependiente. En este caso, al 5% nivel de significación, *INCOME* y *PICKET* tienen p-valores menores que esta cifra, con la excepción de *PRICE*, que es rechazada al 10% nivel de significación. En este caso y por motivos que se explicarán más adelante, esta ecuación será la que se dejará para todo el modelo, con estas tres variables.

Pero, al dejar la ecuación con estas tres variables independientes, el problema explicado previamente sigue presente: heteroscedasticidad. La heteroscedasticidad, como ya se ha expuesto, aparece cuando las varianzas del término del error difieren sobre las observaciones. En el modelo de regresión múltiple MCO, utilizando *abortion* como la variable dependiente, el contraste de White muestra que a un $\alpha=0.05$ nivel de significación la heteroscedasticidad se encuentra presente. La manera de resolver este problema pasa por dos acciones. La primera, transformando logarítmicamente algunas de las variables (o en algunos casos basta con añadir únicamente logaritmo sobre la dependiente) podría ayudar a resolver el problema de la heteroscedasticidad. La segunda manera es usando mínimos cuadrados generalizados en lugar de mínimos cuadrados ordinarios, sobre un modelo transformado, ponderando todas las variables por una de ellas. Por fortuna en este caso, aplicando el logaritmo a la variable dependiente se soluciona el problema de heteroscedasticidad, como se muestra más adelante. Por este motivo, la estimación MCO del modelo de regresión será la siguiente:

$$\ln(\text{abortion}) = \alpha + \beta_1 \text{PRICE}_i + \beta_2 \text{INCOME}_i + \beta_3 \text{PICKET}_i ; i = 1, 2, \dots, 50.$$

Además, hay que recordar que al añadir un logaritmo sobre una de las variables seleccionadas cambia la interpretación de los coeficientes, así que habrá que prestar especial atención y ser riguroso con la explicación. Dado que se cumplen todas las hipótesis del modelo de regresión clásico, bajo esta transformación el MCO es la estimación más eficiente para nuestro objetivo. En otras palabras, bajo el Teorema de Gauss Markov, el MCO es ELIO.

Aún después de añadir logaritmos en el modelo que soluciona el problema de la heteroscedasticidad, se debería realizar un contraste para comprobar que el MCO es correcto o incorrecto para el modelo nuevo con logaritmos. Por este motivo, se usará el

estadístico LL, el cual indica si el modelo con logaritmos es tan correcto como el lineal o no.

Pero básicamente con utilizar el MCO y con interpretar los coeficientes no es suficiente. Hay más problemas a resolver, y hay que estar seguro de que la regresión ha sido llevada a cabo correctamente. De ahí que se usen los contrastes de White y de Breusch-Pagan conjuntamente para comprobar posibles problemas de heteroscedasticidad con el modelo logarítmico¹⁶.

Pero a continuación se procederá a hablar del coeficiente de determinación. El modelo tiene un R-cuadrado de 57.74%, lo que quiere decir que un 57.74% del número de abortos se pueden explicar por las variables independientes que se han escogido para este modelo. Esto también se denomina coeficiente de determinación. Pero si se añadiesen nuevas variables explicativas, sean o no significativas, el R-cuadrado siempre incrementará. La mejor solución para saber si una nueva variable debería ser incluida o no es a través del coeficiente de determinación corregido (en este caso, con un total de 50.69%). Hay que recordar que este método sirve para decidir qué modelo es mejor, pero no para saber la proporción de la variabilidad de la variable dependiente que puede ser explicada por las variables independientes.

A la hora de omitir variables no significativas —con la excepción de la constante—, el coeficiente de determinación es de 53.92%, demostrando que aunque se incluyan las variables irrelevantes, no puede empeorar el modelo. No obstante, si se omitiese la constante, lógicamente la estimación está cerca de tener una correlación casi perfecta (a modo de ejemplo, el R-cuadrado tomaría el valor de 91.17%). Como la constante explica la intersección, es imposible ignorar esta variable porque da el valor predicho de la variable dependiente *abortion* cuando todas las variables son cero.

Cambiando de tema, a continuación se interpretarán los coeficientes al añadir logaritmos a las variables. El motivo de esto es porque, en numerosas ocasiones, al añadir un logaritmo a la variable dependiente se soluciona el problema de la heteroscedasticidad. Para hacerlo, hay que realizar un contraste para saber si a la

¹⁶ El contraste de Breusch-Pagan sirve para comprobar si la varianza estimada de los residuos de una regresión depende de los valores de las variables independientes. Se ha demostrado que este contraste es susceptible a la hipótesis de normalidad, mientras que el contraste de White no tiene problemas con esta hipótesis.

El contraste de White establece si la varianza residual de una variable en un modelo de regresión es constante — en otras palabras, si es homoscedástico. Este contraste está muy relacionado con el contraste de Breusch-Pagan.

variable dependiente se le puede añadir un logaritmo o no. Se realizará con el modelo que se quiere guardar, es decir, el segundo modelo, con únicamente las variables explicativas significativas. Por este motivo, se realizará un LL test sobre Y^* . Este contraste consiste en construir una nueva variable dependiente, Y^{*17} , que es igual a $Y^* = \frac{Y}{\tilde{Y}}$; donde $\tilde{Y} = (Y_1 Y_2 \dots Y_N)^{\frac{1}{N}}$; o más conocido, \tilde{Y} es la media geométrica. Después de llevar a cabo una regresión sobre Y^* y sobre $\ln(Y^*)$, se obtiene que la suma residual de residuos $SSR(\ln(Y^*)) < SSR(Y^*)$, así que el estadístico que habrá que usar es el siguiente:

$$LL' = \frac{1}{2N} \ln\left(\frac{SSR(Y^*)}{SSR(\ln(Y^*))}\right)$$

Tomando como valor crítico χ^2 en las tablas estadísticas al 5%, que es 3.84, el estadístico obtenido es menor que el valor crítico 3.84, lo que quiere decir que se acepta la hipótesis de que no hay diferencias entre el modelo lineal y el semi-logarítmico¹⁸. Así, se puede dejar simplemente el modelo con las tres variables explicativas significativas.

Como aspecto curioso y a modo de ejemplo sencillo, a continuación se han estimado tres modelos diferentes: el primero un modelo semi-logarítmico en el que se incluirán todas las variables independientes, un segundo modelo log-log en el que se incluirán también todas las variables, y un tercer modelo semi-logarítmico en el que sólo se incluirán las variables que se han mencionado previamente (las significativas).

- (1) $\ln_abortion = \alpha + \beta_1 religion + \beta_2 price + \beta_3 laws + \beta_4 funds + \beta_5 educ + \beta_6 income + \beta_7 picket$
- (2) $\ln_abortion = \alpha + \beta_1 \ln_religion + \beta_2 \ln_price + \beta_3 laws + \beta_4 funds + \beta_5 \ln_educ + \beta_6 \ln_income + \beta_7 \ln_picket$
- (3) $\ln_abortion = \alpha + \beta_1 price + \beta_2 income + \beta_3 picket$

Los tres modelos son comparables ya que tienen en común la misma variable dependiente. Los dos primeros modelos tienen un R-cuadrado y R-cuadrado ajustado más altos que el primer modelo estimado, lo que significa que estos dos modelos tienen más variables independientes que explican mejor el comportamiento de la dependiente. Esto también explica el por qué el tercer modelo tiene un R-cuadrado más bajo que los

¹⁷ Donde $Y^* = \frac{Y}{\tilde{Y}}$; y \tilde{Y} = “media geométrica de Y”=18.25179

¹⁸ Números exactos: $SSR(Y^*)=6.85828$; $SSR(\ln(Y^*))=5.60$; $N=50$; $LL'=0.002$.

otros dos (de sólo 56.22%), ya que las variables explicativas –sean significativas o no– no se han incluido. Sin embargo, entre los tres modelos, el mejor de ellos es el segundo, debido a que su R-cuadrado ajustado es mayor (54.58%). A pesar de esto, se utilizará en este trabajo el tercer modelo en la interpretación ya que fue el primer modelo estimado que eliminaba el problema de heteroscedasticidad.

Se expresó previamente que los contrastes de heteroscedasticidad eran importantes para este modelo. En esta estimación MCO, hay resultados contradictorios, al aceptar el contraste de White que no hay heteroscedasticidad presente cuando el contraste de Breusch-Pagan sí dice que está presente.

Con estos tres modelos estimados a modo de ejemplo, todos eliminan el problema de heteroscedasticidad. Aunque se calculó que el segundo modelo era el mejor, se puede demostrar que la heteroscedasticidad ya no está presente en ninguno de ellos. Perfectamente, podría haber sido cuestión de añadir el logaritmo a la variable dependiente. Sin embargo, se ha elegido el último modelo –en el que se han omitido todas las variables no significativas– ya que será mucho más sencillo estimar sus coeficientes.

La idea ahora es analizar la misma situación bajo el estimador de mínimos cuadrados generalizados. Bajo esta hipótesis, es importante recordar que el término del error difiere a través de las distintas observaciones, y es igual a: $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 \omega_i^2$, donde ω_i^2 es una variable explicativa ponderada del modelo. Consideramos ahora un modelo transformado en el que se dividen ambos lados de la ecuación por la variable *INCOME*¹⁹. Se ha elegido esta variable para ver si la heteroscedasticidad se eliminaría ponderando por una variable significativa. Curiosamente, la heteroscedasticidad desaparece al dividir todas las demás variable por la variable *INCOME*, pero no sólo por esta, sino también por la variable *PRICE*, que también es significativa. Sin embargo, al dividir todas las variables del modelo por la variable *EDUC*, el contraste de Breusch-Pagan confirmó que la heteroscedasticidad estaba presente, y al ponderar por la variable *RELIGION*, se obtuvo el mismo resultado (recordar que ambas variables son no significativas). Cuando parecía que dividiendo toda la ecuación por una variable significativa eliminaría el problema de heteroscedasticidad, se analizó el modelo con la

¹⁹ $\frac{abortion}{INCOME} = \alpha + \beta_1 \frac{RELIGION}{INCOME} + \beta_2 \frac{PRICE}{INCOME} + \beta_3 \frac{LAWS}{INCOME} + \beta_4 \frac{FUNDS}{INCOME} + \beta_5 \frac{EDUC}{INCOME} + \beta_6 \frac{PICKET}{INCOME} + \beta_7 \frac{\varepsilon_i}{INCOME}$

última variable explicativa que quedaba, *PICKET*²⁰. Al realizar los contrastes de heteroscedasticidad, tanto el contraste de White como el de Breusch-Pagan confirmaron que había heteroscedasticidad presente. Esto significa que cuando se quiere eliminar la heteroscedasticidad con el método de mínimos cuadrados generalizados, no importa dividir todas las variables por una significativa o no significativa; no hay diferencia. Por consiguiente, es importante recordar que el modelo transformado satisface las hipótesis clásicas, luego se confirma que los resultados obtenidos en MCO son ELIO.

Ahora que se ha planteado el modelo, la variable dependiente es el logaritmo de *abortion*, y las variables explicativas *PRICE*, *INCOME* y *PICKET*, gracias al dato de que el estadístico LL aceptó que se podía añadir logaritmo a la variable dependiente. Sin embargo, aún se tiene que verificar si la omisión de variables irrelevantes llevada a cabo se hizo correctamente, y por ello se usará la prueba F de Fisher²¹. Tras hacer la regresión MCO se descubrió que algunas de las variables eran estadísticamente no significativas. En este contraste, en la hipótesis nula se igualan todos los parámetros que son igual a 0 (las variables que se han omitido, es decir, $\beta_1, \beta_3, \beta_4, \beta_5 = 0$ de nuestro primer modelo). En este caso, se omitirán todas las variables no significativas. Es necesario contrastar la F de Fisher con el valor crítico de $F_{k1,k2}$, que en este caso será $F_{4,42}$, a un nivel de 5% nivel de significación. El valor crítico es de 2.59, y el p-valor para confirmar que todos estos parámetros son iguales a cero es de 0.61, luego se confirma que la hipótesis nula se acepta, con lo cual estas cuatro variables están omitidas correctamente y sus coeficientes pueden ser considerados iguales a cero.

Podría resultar difícil admitir que algunas de las variables como *RELIGION* o *LAWS* no sean significativas y no tengan efecto sobre la población. La realidad es que sólo afectan a una pequeña parte de la población. Por ejemplo, podría tener efecto sobre las tasas de aborto, como el caso de un estado en el que tiene un gran porcentaje de gente religiosa y una tasa de abortos alta, o un estado con una ley que restringe el acceso a una menor a abortar cuando otros no la tienen.

A continuación, se expondrán los estadísticos principales y la matriz de correlación. Las cifras son, lógicamente, las mismas que antes, con la excepción de la variable dependiente, que resultará ser el logaritmo del valor obtenido anteriormente. Y de

²⁰ Recordar que no se puede dividir por una variable ficticia.

²¹ $H_0: \beta_1, \beta_3, \beta_4, \beta_5 = 0$

$H_1: \beta_1, \beta_3, \beta_4, \beta_5 \neq 0$

nuevo, observando la tabla 5, no hay ninguna variable que tenga alta correlación con otra, al incluirse todas entre el intervalo $-0.9 < X < +0.9$, con lo cual no hay síntomas de multicolinealidad, por lo que el MCO podría seguir siendo ELIO²². Sin embargo, hay un cambio en el signo de la variable *PRICE* con respecto a la matriz de correlación previa. Dado que se ha añadido un logaritmo a la variable dependiente, las dos variables se mueven en direcciones opuestas. Esto tiene más sentido que el resultado previo, lo que indica que cuanto más bajo es el precio de un aborto mayor es el número de estos. Y como se verá más adelante, estos resultados sí son correctos, confirmando esta teoría.

Variable	Media	Mediana	Mínimo	Máximo	Desv. Típica
<i>ln_abortion</i>	2.9043	2.9123	1.4586	3.8329	0.5110
<i>price</i>	305.120	294.500	228.000	461.000	48.7504
<i>income</i>	19215.5	18881.0	14082.0	27150.0	2809.79
<i>picket</i>	52.3400	50.0000	0.0000	100.000	26.3622

Tabla 4. Estadísticos principales modelo reducido.

<i>ln_abortion</i>	<i>price</i>	<i>income</i>	<i>picket</i>	
1.0000	-0.0889	0.6221	-0.3906	<i>ln_abortion</i>
	1.0000	0.3027	-0.0700	<i>price</i>
		1.0000	-0.1607	<i>income</i>
			1.0000	<i>picket</i>

Tabla 5. Matriz de correlación modelo reducido.

Los resultados de la regresión son los siguientes:

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	1.87966	0.43874	4.28	0.00
price	-0.00327392	0.0011	-3.05	0.00
income	0.00012142	0.0001	6.45	0.00
picket	-0.00591542	0.0019	-3.09	0.00

Tabla 6. MCO del modelo reducido.

Media de la variable dependiente: 2.904263
Suma de cuadrados residuos: 5.600691
$R^2 = 0.562289$
R-cuadrado corregido: 0.533743
Valor p (de F): 2.34e-08
F(3,46): 19.69742

En cuanto a los p-valores, todas las variables son significativas –incluida la constante– al 5% nivel de significación. Antes de empezar a estudiar el modelo y de analizar sus

²² Se dice “podría” porque la ausencia de multicolinealidad es una condición necesaria, pero no una condición suficiente para ser óptimo.

coeficientes, es necesario solucionar el problema de heteroscedasticidad. Si hay heteroscedasticidad presente, los resultados que proporciona el modelo son incorrectos, en la medida en que la varianza de los errores difieren entre ellas, y la hipótesis clásica de $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2$ ya no se cumple, así que analizar este problema es de primera necesidad en esta investigación, y siendo justos, en cualquier investigación empírica. Con respecto a los contrastes de White y de Breusch-Pagan los resultados son los siguientes:

Contraste de heteroscedasticidad de White: Hipótesis nula: No hay heteroscedasticidad Estadístico de contraste: LM = 8.54925 con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(9) > 8.54925) = 0.479877$
Contraste de heteroscedasticidad de Breusch-Pagan: Hipótesis nula: No hay heteroscedasticidad Estadístico de contraste: LM = 3.95588 con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(3) > 3.95588) = 0.266268$

Tabla 7. Contrastes de heteroscedasticidad.

Como ambos p-valores son mayores que el 5% nivel de significación, se confirma que la hipótesis nula se acepta. Esto significa que la heteroscedasticidad ya no es un problema, con lo cual se puede afirmar que en el conjunto de datos el MCO es correcto y se puede empezar a analizar los coeficientes. Otra manera de comprobar esto es mediante el uso de la Chi-cuadrado. Para el contraste de White, se busca el valor crítico de $\chi^2_{(9)}$ que es igual a 16.92. El valor crítico es menor que el contraste estadístico (8.55), lo que quiere decir que se acepta la hipótesis nula de que la homoscedasticidad está presente, todo ello a un 5% nivel de significación. El mismo caso funciona para el contraste de Breusch-Pagan, con el contraste estadístico igual a 3.96, y comparándolo con el valor crítico de $\chi^2_{(3)} = 7.81$ se acepta la hipótesis previa de que la homoscedasticidad está presente. Esto quiere decir que el modelo MCO es ELIO, y que todas las hipótesis clásicas se cumplen.

Para ser un poco más técnicos, se puede describir el contraste de Breusch-Pagan paso por paso. Primero, después de estimar el MCO en la regresión, los residuos al cuadrado se guardan $[e_i^2]$. Después, este término se estima en la regresión con un número k de regresores incluidos en el modelo (en este caso, k=3).

$$e_i^2 = \alpha + \beta_1 \text{PRICE}_i + \beta_2 \text{INCOME}_i + \beta_3 \text{PICKET}_i + v_i$$

Media de la variable dependiente: 0.112014
Suma de cuadrados residuos: 0.828596
$R^2 = 0.106987$
R-cuadrado corregido: 0.048747
Valor p (de F): 0.153677
F(3,46): 1.837004
Obs*R-cuadrado: 5.3495
Valor p (de Chi-cuadrado): 0.147932

Tabla 8. MCO del contraste de Breusch-Pagan.

Después de estimar la regresión, se guarda el R^2 . La idea es descubrir si la heteroscedasticidad está presente dependiendo de si el término del error al cuadrado está relacionado o no con uno o más de los regresores. La hipótesis nula aquí es que la varianza del error es homoscedástica, o en otras palabras, que todos los coeficientes de la pendiente en la ecuación son simultáneamente igual a cero²³. El contraste empleado para este caso es la F de Fisher, y el valor crítico con el que comparar el estadístico de contraste $F_{(k-1, n-k)}$. En este caso, siendo 4 el número de coeficientes y siendo 50 el total de observaciones, el p-valor de $F_{(3,46)}$ es igual a 15.37%, siendo una cifra mayor que el ya establecido 5% nivel de significación. Con esto, se acepta la hipótesis nula y se confirma que la homoscedasticidad se encuentra presente, por lo que no hay problemas de heteroscedasticidad presentes en este modelo. Ahora sí se puede empezar a analizar los coeficientes sin tener la duda de obtener resultados correctos.

Si se sustituyen los valores de los coeficientes obtenidos en los resultados de la regresión (tabla 6), la relación entre las variables explicativas y la variable dependiente es la siguiente:

$$\ln_abortion = 1.87966 - 0.00327392 \text{ PRICE} + 0.0001214 \text{ INCOME} - 0.005915 \text{ PICKET}$$

A continuación, se detallará la explicación completa sobre cómo interpretar este modelo semi-logarítmico. Como se ha dicho previamente, es necesario en numerosas ocasiones transformar algunos de los modelos que se analizarán con el fin de proporcionar una explicación mejor de los resultados. Dado que esta es una regresión MCO, los regresores pueden ser fácilmente interpretados, como por ejemplo β_1 siendo el cambio esperado en el logaritmo de la variable dependiente con respecto al incremento en una unidad de la variable explicativa, manteniendo el resto de las variables constante. No

²³ Entonces, si este es el caso, la constante α sugeriría que la varianza del error es homoscedástica.

obstante, lo que interesa aquí es investigar lo que ocurre con la variable dependiente cuando se incrementa en una unidad una de las variables explicativas.

La exponenciación es la inversa de la función logaritmo, se puede afirmar que β_1 , que es igual a 0.003273, es la media esperada incondicional del logaritmo de *abortion*. La media geométrica de la variable dependiente *abortion* es $e^{0.003273} = 1.0032783$. Es la media geométrica porque el modelo es semi-logarítmico, no lineal, donde la media sería aritmética y no geométrica. El coeficiente para la variable *PRICE* es -0.003273, lo que quiere decir que si el precio de un aborto se incrementa en una unidad (en este caso, en un dólar), *ceteris paribus*, la variable dependiente disminuiría en un 0.3273%. En otras palabras, si el precio de tener un aborto incrementa en \$1, habrá una disminución en las tasas de aborto de un 0.3273%, manteniendo el resto de variables constantes. Es lógico pensar que si el incremento en el precio del aborto es de un dólar, el efecto negativo sobre el índice de abortos apenas variará. Esto significa que la tasa de abortos en Estados Unidos es un bien inelástico. A pesar del coste que supone un aborto, la demanda para llevarlas a cabo permanece igual. El aborto no es algo de lo que se podría prescindir en tiempos de recesión económica; la demanda de los abortos permanece igual. Aunque si alguien tuviese dificultades financieras, lo más probable sería que por un lado u otro encontrasen el dinero para llevar a cabo el aborto; sería improbable que no abortasen por ese motivo. Aun así, hay un apartado importante sobre esto. Si el modelo fuese lineal, y el precio de un aborto incrementase en \$100, los índices de aborto disminuirían en un 32.73%. Pero es importante recordar que el modelo no es lineal, es semi-logarítmico, por lo que si el precio de los abortos incrementase en \$100, el índice de abortos disminuiría exponencialmente (en otras palabras, más de un 32.73%). La manera de resolver este otro caso pasa por calcular $e^{0.00327392 \times 100} = 1.3872$, así que la disminución del número de abortos en este caso sería de un 38.72%.

Como la renta per cápita se mide en la misma medida que el precio (en dólares americanos), el índice de abortos variará menos porque el valor de las rentas son mayores que el precio de los abortos, lo que significa que si el *INCOME* incrementa en una unidad (en \$1), la variable dependiente incrementará en 0.0121%. Siguiendo el caso previo, si la renta per cápita de los hogares norteamericanos se incrementase en \$100, el número de abortos incrementaría en 1.22% ($e^{0.000121 \times 100} = 1.01217$). Este cambio marginal es más pequeño que el caso previo porque los coeficientes para *INCOME* son significativamente mayores que los precios de los abortos. El mismo argumento que se

ha utilizado para los precios se puede usar para la renta. Sin importar si la renta de los hogares aumenta o disminuye, las mujeres no abortarán en mayor o en menor medida – el número de abortos varían muy ligeramente. Hasta cuando la renta sea más baja –y manteniendo el resto de las variables constante-, las mujeres seguirán abortando.

Por último, las actividades antiabortistas tienen un efecto similar al precio, aunque la interpretación en este caso es ligeramente diferente, ya que la unidad de la variable *PICKET* es en términos porcentuales. Por tanto, un incremento en un punto porcentual en el número de mujeres encuestadas que han sido víctimas de una de estas actividades, hará decrecer el número de abortos en un 0.593%. Además, es útil saber que los valores de esta variable oscilan entre 0 y 100, ambos siendo el mínimo y el máximo. Si *PICKET* sube en 100 unidades (es decir, si sube de un 0% a un 100%), el número de abortos disminuiría en un 80.67%, lo que quiere decir que si todas las mujeres que han querido o han abortado han sido víctimas de algún movimiento antiabortista, el número total de abortos disminuiría en aproximadamente un 80%, una cifra radical. En comparación con un estado donde ninguna ha sido víctima de un solo movimiento antiabortista, es una diferencia astronómica.

6. Conclusión

Se pueden destacar algunas conclusiones importantes. Se ha obtenido que la tasa de abortos en Estados Unidos depende principalmente del precio de los abortos, de la renta per cápita y de las actividades antiabortistas, entre otras variables que no han sido incluidas en el conjunto de datos. En primer lugar, el precio de un aborto tiene, como sugiere la teoría económica clásica, un efecto negativo sobre el índice de abortos (al igual que los movimientos antiabortistas). Sin embargo, la renta per cápita tiene un efecto positivo sobre la variable dependiente (cuanto mayor sea la renta disponible en un hogar mayor será el índice de abortos). Por lo tanto, en este modelo, estas dos variables tienen un nivel de correlación moderado, concretamente de 0.62, lo que significa que hay una relación bastante fuerte entre ambas. Puede haber varias interpretaciones de este hecho, pero no son más que suposiciones. Se puede decir que en los estados con mayor renta per cápita, como en Connecticut, en Nueva Jersey o Nueva York, las mujeres pueden permitirse pagar el coste de un aborto, ya que hoy en día todavía no es una práctica gratuita. Otra razón para esto podría ser que la gente con mayores ingresos espera más tiempo para tener hijos, mientras que personas con

ingresos menores, tienden a tener hijos antes, quizás porque está más socialmente aceptado por su entorno. Esta podría ser una de las razones por las que las mujeres con más ingresos esperan hasta más adelante en sus vidas para tener hijos, ya que tenerlos a una edad más temprana podría no ser considerado como algo aceptable por su entorno. O podría ser el caso de que ya que tienen empleos bien remunerados, no quieran interrumpir su carrera profesional para tener un hijo.

Por otro lado, la relación entre el precio de someterse a un aborto y el índice de abortos es de -0.08, lo que significa que la relación entre las dos variables- obviamente- es inversa y apenas hay correlación entre ambas. Una explicación puede ser que si en uno de los estados en el que el precio del aborto es elevado, como South Dakota, mujeres de este estado pueden realizarlo en uno de los estados cercanos si allí es más barato, como Minnesota o Nebraska. Un dato interesante es que los estados de Alaska y Hawaii tienen los mayores precios para realizar un aborto, y bien podría ser debido a esto – ya que estos estados están tan lejos que las mujeres no tienen más opción que pagar ese precio. Sin embargo, se podría hacer la pregunta de si el precio de los abortos en un determinado estado depende de la renta per cápita de las personas de este estado²⁴. La evidencia demuestra que no hay una relación real entre estas dos variables. Maryland, por ejemplo, es uno de los estados con mayores números de ingresos pero con el precio de aborto más barato, y en South Dakota, generalmente los ingresos son menores pero el coste de un aborto es relativamente mayor.

En tercer lugar, las actividades anti-abortistas consisten en actividades como piquetes, vandalismo (obstrucción de cerraduras, daño físico), acoso a los trabajadores o a los pacientes, o incluso amenazas de bomba y ataques químicos. La figura A3 muestra que hay algunos estados como Nevada, California o Nueva York que no cumplen mucho con esta relación ya que tienen un número atípico de abortos para el número de mujeres que denunciaron haber experimentado ser víctimas de dichas actividades antiabortistas. Sin embargo, el resto de observaciones se encuentran alrededor de la pendiente, lo que significa que la relación inversa entre el nivel de abortos y las actividades antiabortistas es bastante alta.

Para finalizar, y como se ha dicho antes, la econometría no puede responder a estas preguntas, sólo puede ayudar a hacer suposiciones. Todo esto significa que la diferencia

²⁴ Ver figura A2 en el Anexo.

en el índice de abortos en los diferentes estados se debe, principalmente, a las diferencias en la renta per cápita, los precios y las actividades antiabortistas. Con actos como los que incluye esta variable, se podría pensar que esta es la más importante.

No obstante, se encontró que el efecto de estas variables en la variable dependiente es sorprendentemente pequeño, como muestra el R^2 , lo que significa que hay otras variables que pueden influir en el modelo a las que no tenemos acceso. Estas variables podrían ser el porcentaje de población de color, porcentaje de proveedores de abortos en los estados, o el índice de población activa femenina por estado. Por otra parte, se ha descubierto que variables como el porcentaje de habitantes religiosos de un estado, el porcentaje de mujeres de un estado que tienen un título de educación secundaria o superior, la financiación estatal o las leyes anti-abortistas para menores no son estadísticamente significativas a la hora de explicar el índice de abortos en Estados Unidos. Por lo tanto, se puede concluir que el modelo – incluso cuando no está incorrecto – necesita mucho trabajo adicional antes de conseguir una completa comprensión de la cuestión; así como algunas variables que no están incluidas en el conjunto de datos podrían tener algún efecto significativo en la explicación sobre el número de abortos. Podría ser que se esté incurriendo en un problema de sesgo de variables omitidas; no se puede estar seguro. No se pueden proporcionar respuestas definitivas, pero como no se disponen de esas variables, este es el modelo más preciso, fiable y honesto que se puede encontrar. Estos resultados se deben tratar, entonces, con objetividad, profesionalidad y humildad; basar un conocimiento en una pretensión sería un error fatal para un econométra.

7. Referencias bibliográficas

Akerlof, G. (1996). An Analysis of Out-of-Wedlock Childbearing in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. CXI, Issue 2. [Fecha de consulta: 11 Julio 2014]. Disponible en:

<<http://qje.oxfordjournals.org.proxy.lib.strath.ac.uk/content/111/2/277.full.pdf+html>>

Alan Guttmacher Institute. (1987). *National Survey of Contraceptive Use Among Women Having Abortions*. The Alan Guttmacher Institute: New York.

Alan Guttmacher Institute. (1995). *Facts in Brief: Abortion in the United States*. The Alan Guttmacher Institute: New York.

Averett, S. L., Rees, D., & Argys, L. M. (2002). The impact of government policies and neighborhood characteristics on teenage sexual activity and contraceptive use. *American Journal of Public Health*, 92(11), 1773-8. [Fecha de consulta: 11 Julio 2014].

Disponible en: <<http://search.proquest.com/docview/215103759?accountid=14116>>

Balakrishnan, T.R., Kanter, J.F., Allingham, J.D. (1976). Fertility and Family Planning in a Canadian Metropolis. *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Vol. 425, *Political Finance: Reform and Reality* (May, 1976), pp. 181-182.

[Fecha de consulta: 23 Julio 2014]. Disponible en:

<<http://www.jstor.org/stable/1040975>>

Benson, J., Clark, K.A., Gerhardt, A., Randall, L., Dudley, S. (2003). Early abortion services in the United States: a provider survey. *Contraception Benson 2003*, vol.67 issue 4, pp.287-294. [Fecha de consulta: 03 Junio 2014]. Disponible en:

<[http://dx.doi.org/10.1016/S0010-7824\(02\)00512-7](http://dx.doi.org/10.1016/S0010-7824(02)00512-7)>

Bitler, M., Zavodny, M. (2002). Did Abortion Legalization Reduce the Number of Unwanted Children? Evidence from Adoptions. *Perspectives on Sexual and Reproductive Health*, Vol. 34, No. 1 (Jan. - Feb., 2002), pp. 25-33. [Fecha de consulta: 11 Julio 2014]. Disponible en: <<http://www.jstor.org/stable/3030229>>

Bitler, M., Zavodny, M. (2004). Child Maltreatment, Abortion Availability, and Economic Conditions. *Review of Economics of the Household* 2, 119–141, 2004. [Fecha

de consulta: 11 Julio 2014]. Disponible en:

<<http://link.springer.com.proxy.lib.strath.ac.uk/article/10.1023/B:REHO.0000031610.36468.0e#>>

Blank, R.M., George, C.C, London, R.A. (1996). State abortion rates the impact of policies, providers, politics, demographics, and economic environment. *Journal of Health Economics*, 15(5), pp. 513-553. [Fecha de consulta: 23 Julio 2014]. Disponible en: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0167629696004948>>

Bradley et. al., M. (1992). *Churches and Church Membership in the United States, 1990*. Glenmary Research Center: Atlanta, GA.

Cartoof, V.G., Klerman L. (1986). Parental Consent for Abortion: Impact of the Massachusetts Law. *American Journal Of Public Health. April 1986*;76(4):397-400. [Fecha de consulta: 21 Julio 2014]. Disponible en: <<http://web.b.ebscohost.com/ehost/pdfviewer/pdfviewer?sid=0edd0b3a-3c63-4eb5-bc56-d6cc11121a4a%40sessionmgr198&vid=1&hid=124>>

Corcoran, K.E. (2012). Religious human capital revisited: Testing the effect of religious human capital on religious participation. *Rationality and society*, 24(3), pp.343-379. [Fecha de consulta 08 Agosto 2014]. Disponible en: <<http://rss.sagepub.com/content/24/3/343>>

Deyak, T.A., Smith, V.K. (1976). The Economic Value of Statute Reform: The Case of Liberalized Abortion. *Journal of Political Economy*, 84(1), pp. 83-100. [Fecha de consulta: 03 Junio 2014]. Disponible en: <<http://www.jstor.org/stable/1830172>>

Eiser, J.R. (1986). *Social Psychology: Attitudes, Cognition and Social Behaviour*. Cambridge University Press 1986.

Entman, R. (2002). Picket fences: analyzing the court's treatment of restrictions on polling, abortion, and labor picketers. *The Georgetown law journal*, 90(8), pp.2581-2597. [Fecha de consulta: 29 Julio 2014]. Disponible en: <<http://www.lexisnexis.com/uk/legal/auth/checkbrowser.do?t=1410889139891&bhcp=1>>

Finer, L., Frohwirth, L.F., Dauphinee, L.A., Singh, S., Moore, A.M. (2006). Timing of steps and reasons for delays in obtaining abortions in the United States. *Contraception*

Finer 2006, 74(4), pp.334-344. [Fecha de consulta: 03 Junio 2014]. Disponible en: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.contraception.2006.04.010>>

Gius, M.P. (2007). The impact of provider availability and legal restrictions on the demand for abortions by young women. *Social science journal*, 44(3), pp.495-506. [Fecha de consulta: 11 Julio 2014]. Disponible en: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0362331907000894>>

Gober, P. (1994). Why Abortion Rates Vary: A Geographical Examination of the Supply of and Demand for Abortion Services in the United States in 1988. *Annals of the Association of American Geographers*, 84(2), pp.230-250. [Fecha de consulta: 03 Junio 2014]. Disponible en: <<http://www.jstor.org/stable/2563395>>

Gober, P. (1997). The role of access in explaining state abortion rates. *Social science & medicine* Gober 1997, 44(7), pp.1003-1016. [Fecha de consulta: 03 Junio 2014]. Disponible en: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953696002262>>

Gohmann, S.F., Ohsfeldt, R.L. (1993). Effects of price and availability on abortion demand. *Contemporary policy issues*, 11(4), pp.42-55. [Fecha de consulta: 04 Junio 2014]. Disponible en: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/12346320>>

Gohmann, S.F., Ohsfeldt, R.L. (1994). Do parental involvement laws reduce adolescent abortion rates? *Contemporary Economic Policy*, 12(2), pp.65-76. [Fecha de consulta: 04 Junio 2014]. Disponible en: <<http://search.proquest.com/docview/274334259?accountid=14116>>

Granberg, D. (1991). Conformity to Religious Norms regarding Abortion. *The Sociological Quarterly*, Vol. 32, No. 2 (Summer, 1991), pp. 267-275. [Fecha de consulta: 23 Julio 2014]. Disponible en: <<http://www.jstor.org/stable/4120961>>

Griner, E., Trent, K. (1987). Sociodemographic Determinants of Abortion in the United States. *Demography*, 24(4), pp. 553-561. [Fecha de consulta: 03 Junio 2014]. Disponible en: <<http://www.jstor.org/stable/2061391>>

Guiahi, M., Maguire, K., Ripp, Z.T., Goodman, R.W., Kenton, K. (2011). Perceptions of family planning and abortion education at a faith-based medical school. *Contraception*, 84(5), pp.520-524. [Fecha de consulta: 03 Junio 2014]. Disponible en: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.contraception.2011.03.003>>

Haas-Wilson, D. (1996). The Impact of State Abortion Restrictions on Minors' Demand for Abortions. *The Journal of Human Resources*, 31(1), 140. [Fecha de consulta: 04 Junio 2014]. Disponible en:

<<http://search.proquest.com/docview/202711584?accountid=14116>>

Henshaw, S.K., Van Vort, J. (1989). Teenage Abortion, Birth and Pregnancy Statistics: An Update. *Family Planning Perspectives*, 21(2), pp. 85-88. [Fecha de consulta: 14 Julio 2014]. Disponible en: <<http://www.jstor.org/stable/2135559>>

Henshaw, S.K., Van Vort, J. (1994). Abortion Services in the United States, 1991 and 1992. *Family Planning Perspectives*, 26(3), pp. 100-112. [Fecha de consulta: 04 Junio 2014]. Disponible en: <<http://www.jstor.org/stable/2136033>>

Henshaw, S.K., Sedgh, G., Singh, S., Shah, I.H., Ahman, E., Bankole, A. (2012). Induced abortion: incidence and trends worldwide from 1995 to 2008. *Lancet (London, England)* Sedgh 2012, vol.379, issue 9816, p.625-632. [Fecha de consulta: 03 Junio 2014]. Disponible en: <[http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736\(11\)61786-8](http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736(11)61786-8)>

Jones, R.K., Darroch, J.E., Henshaw, S.K. (2002). Patterns in the Socioeconomic Characteristics of Women Obtaining Abortions in 2000-2001. *Perspectives on Sexual and Reproductive Health*, 34(5), pp.226-235. [Fecha de consulta: 14 Julio 2014]. Disponible en: <<http://www.jstor.org/stable/3097821>>

Kahane, L.H. (2000). Anti-Abortion Activities and the Market for Abortion Services: Protest as a Disincentive. *The American Journal of Economics and Sociology*, 59(3), pp. 463-485. [Fecha de consulta: 03 Junio 2014]. Disponible en: <<http://www.jstor.org/stable/3487891>>

Kane, T. J., & Staiger, D. (1996). Teen Motherhood and Abortion Access. *Quarterly Journal Of Economics*, 111(2), pp.467-506. [Fecha de consulta: 20 Junio 2014]. Disponible en:

<<http://qje.oxfordjournals.org.proxy.lib.strath.ac.uk/content/111/2/467.full.pdf+html>>

Klick, J., Stratmann, T. (2003). The Effect of Abortion Legalization on Sexual Behavior: Evidence from Sexually Transmitted Diseases. *The Journal of Legal Studies*, 32(2), pp. 407-433. [Fecha de consulta: 04 Junio 2014]. Disponible en:

<<http://www.jstor.org/stable/10.1086/377049>>

Klick, J. (2004). Econometric analyses of U.S. abortion policy: a critical review. *The Fordham urban law journal*, 31(3), p.751. [Fecha de consulta: 03 Junio 2014].

Disponible en:

<<http://www.lexisnexis.com/uk/legal/auth/checkbrowser.do?t=1410891610497&bhcp=1>>

Legge, J. (1985). *Abortion Policy – An Evaluation of the Consequences for Maternal and Infant Health*. Albany: State University of New York Press, 1985.

Levine, P.B. (2000). The Sexual Activity and Birth Control Use of American Teenagers. *National Bureau of Economic Research*, 7601. [Fecha de consulta: 04 Junio 2014]. Disponible en: <<http://www.nber.org/papers/w7601>>

Levine, P.B. (2003). Parental involvement laws and fertility behavior. *Journal of Health Economics*, 22(5), pp.861-878. [Fecha de consulta: 04 Junio 2014]. Disponible en: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0167629603000638>>

McIntosh, W., Alston, L., Alston, P. (1979). The Differential Impact of Religious Preference and Church Attendance on Attitudes toward Abortion. *Review of Religious Research*, 20(2), pp. 195-213. [Fecha de consulta: 23 Julio 2014]. Disponible en: <<http://www.jstor.org/stable/3509976>>

Medoff, M.H. (1988). An economic analysis of the demand for abortions. *Economic inquiry*, 26(2), pp.353-9. [Fecha de consulta: 04 Junio 2014]. Disponible en: <<http://search.proquest.com/docview/1297289360?accountid=14116>>

Medoff, M.H. (1989). Constituencies, ideology, and the demand for abortion legislation. *Worldwide Political Science Abstracts*, 60(2), pp.185-191. [Fecha de consulta: 04 Junio 2014]. Disponible en: <<http://search.proquest.com/docview/60791445?accountid=14116>>

Medoff, M.H. (2003). The impact of anti-abortion activities on state abortion rates. *The Journal of Socio-Economics*, 32(3), pp.265-282. [Fecha de consulta: 04 Junio 2014]. Disponible en: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1053535703000398>>

Medoff, M.H. (2008). Abortion costs, sexual behavior, and pregnancy rates. *The Social Science Journal*, 45(1), pp.156-172. [Fecha de consulta: 04 Junio 2014]. Disponible en: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0362331907001565>>

Merz, J.F., Jackson, C.A., Klerman, J.A. (1995). A Review of Abortion Policy: Legality, Medicaid Funding, and Parental Involvement, 1967-1994. *Women's Rights Law Reporter*, 17(1), pp.1-61. [Fecha de consulta: 23 Junio 2014]. Disponible en: <<http://www.heinonline.org.proxy.lib.strath.ac.uk/HOL/Page?page=1&handle=hein.journals%2Fworts17&collection=journals9&id=9>>

Michael, R.T. (1973). Education and the Derived Demand for Children. *Journal of Political Economy*, 81(2), pp. 128-164. [Fecha de consulta: 20 Junio 2014]. Disponible en: <<http://www.jstor.org/stable/1840417>>

Petersen, L., Mauss, A. (1976). Religion and the "Right to Life": Correlates of Opposition to Abortion. *Sociological Analysis*, 37(3), pp.243-254. [Fecha de consulta: 23 Julio 2014]. Disponible en: <<http://www.jstor.org/stable/3710566>>

Powell-Griner, E., Trent, K. (1987). Sociodemographic Determinants of Abortion in the United States. *Demography*, 24(4), pp. 553-561. [Fecha de consulta: 29 Julio 2014]. Disponible en: <<http://www.jstor.org/stable/2061391>>

Rodman, H., Sarvis, B., Bonar, J. (1987). *The Abortion Question*. New York: Columbia Univ. Press, 1987.

Siegers, J. J. (1987). An economic analysis of fertility. *De Economist*, 135(1), 94. [Fecha de consulta: 03 Junio 2014]. Disponible en: <<http://search.proquest.com/docview/207635092?accountid=14116>>

Trent, K. (1991). Differences in Race, Marital Status, and Education Among Women Obtaining Abortions. *Social Forces*, 69(4), pp. 1121-1141. [Fecha de consulta: 23 Julio 2014]. Disponible en: <<http://www.jstor.org/stable/2579305>>

U.S. Bureau of the Census. (1994). Washington D.C.: U.S. *Statistical Abstract of the United States*. Government Printing Office. [Fecha de consulta: 04 Junio 2014]. Disponible en: <<http://www2.census.gov/prod2/statcomp/documents/1994-01.pdf>>

Anexo A

Tabla A1. MCO: variable dependiente: *abortion*

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	14.284	15.0776	0.95	0.35	
religion	0.02007	0.0864	0.23	0.82	
price	-0.04236	0.0222	-1.91	0.06	*
laws	-0.8731	2.3766	-0.37	0.72	
funds	2.82	2.7835	1.01	0.32	
educ	-0.2873	0.1996	-1.44	0.16	
income	0.0024	0.0004	5.27	0.00	***
picket	-0.1169	0.0422	-2.77	0.01	***

Media de la variable dependiente	20.57800		D.T. de la variable dependiente	10.05863
Suma de cuad. residuos	2094.962		D.T. de la regresión	7.062581
R-cuadrado	0.577426		R-cuadrado corregido	0.506997
F(7, 42)	8.198706		Valor p (de F)	2.85e-06
Log-verosimilitud	-164.3286		Criterio de Akaike	344.6572
Criterio de Schwarz	359.9534		Crit. de Hannan-Quinn	350.4821

Contraste de heterocedasticidad de White:

Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad

Estadístico de contraste: LM = 32.1022

con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(33) > 32.1022) = 0.511632$

Contraste de heterocedasticidad de Breusch-Pagan:

Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad

Estadístico de contraste: LM = 14.9881

con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(7) > 14.9881) = 0.0361518$

Tabla A2. Estadísticos principales para cada variable del conjunto de datos:

Variable	Media	Mediana	Mínimo	Máximo
<i>ln_abortion</i>	2.9043	2.9123	1.4586	3.8329
<i>religion</i>	32.6520	29.6500	9.8000	76.7000
<i>price</i>	305.120	294.500	228.000	461.000
<i>laws</i>	0.36000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>funds</i>	0.24000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>educ</i>	75.9300	76.7000	64.3000	86.6000
<i>income</i>	19215.5	18881.0	14082.0	27150.0
<i>picket</i>	52.3400	50.0000	0.000000	100.000

Variable	Desv. Típica	C.V.	Asimetría	Exc. de curtosis
<i>ln_abortion</i>	0.5110	0.1759	-0.3884	0.1385
<i>religion</i>	12.6622	0.3878	1.1080	1.8410
<i>price</i>	48.7504	0.1598	1.0324	0.9533
<i>laws</i>	0.4849	1.3469	0.5833	-1.6597
<i>funds</i>	0.4314	1.7976	1.2176	-0.5175
<i>educ</i>	5.9397	0.0782	-0.4101	-0.8134
<i>income</i>	2809.79	0.1462	0.6523	0.2499
<i>picket</i>	26.3622	0.5037	-0.1729	-0.0119
Variable	Porc. 5%	Porc. 95%	Rango IQ	Obs. ausentes
<i>ln_abortion</i>	1.9484	3.8067	0.6646	0
<i>religion</i>	16.1850	59.7200	16.2500	0
<i>price</i>	247.550	409.900	59.7500	0
<i>laws</i>	0.000000	1.00000	1.00000	0
<i>funds</i>	0.000000	1.00000	0.250000	0
<i>educ</i>	65.3700	84.7150	8.55000	0
<i>income</i>	15521.3	24993.2	4036.25	0
<i>picket</i>	0.000000	100.000	29.2500	0

Tabla A3. MCO: variable dependiente: *ln_abortion*

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	2.8333	0.7552	3.75	0.00	***
religion	0.0004	0.0043	0.11	0.92	
price	-0.0031	0.0011	-2.79	0.01	***
laws	-0.0129	0.1190	-0.11	0.91	
funds	0.0877	0.1394	0.63	0.53	
educ	-0.0145	0.0099	-1.45	0.15	
income	0.0001	0.0002	5.55	0.00	***
picket	-0.0065	0.00211286	-3.08	0.00	***

Media de la variable dependiente	2.904263		D.T. de la variable dependiente	0.511010
Suma de cuad. residuos	5.256618		D.T. de la regresión	0.353776
R-cuadrado	0.589180		R-cuadrado corregido	0.520710
F(7, 42)	8.604924		Valor p (de F)	1.65e-06
Log-verosimilitud	-14.63355		Criterio de Akaike	45.26710
Criterio de Schwarz	60.56328		Crit. de Hannan-Quinn	51.09197

Contraste de heterocedasticidad de White: Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad Estadístico de contraste: LM = 43.3545 con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(33) > 43.3545) = 0.107199$
Contraste de heterocedasticidad de Breusch-Pagan: Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad Estadístico de contraste: LM = 5.44219 con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(7) > 5.44219) = 0.606166$

Tabla A4. MCO: variable dependiente: *ln_abortion*

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	-9.0807	4.1799	-2.17	0.03	**
ln_religion	0.2471	0.1602	1.54	0.13	
ln_price	-1.1324	0.4200	-2.69	0.01	**
laws	-0.0055	0.1132	-0.05	0.96	
funds	0.1158	0.1418	0.82	0.42	
ln_educ	-0.5502	0.7802	-0.71	0.49	
ln_income	2.2275	0.4801	4.64	0.00	***
ln_picket	-0.5034	0.1503	-3.35	0.00	***

Media de la variable dependiente	2.891161		D.T. de la variable dependiente	0.499778
Suma de cuad. residuos	4.196827		D.T. de la regresión	0.336790
R-cuadrado	0.618131		R-cuadrado corregido	0.545886
F(7, 37)	8.555981		Valor p (de F)	3.32e-06
Log-verosimilitud	-10.47472		Criterio de Akaike	36.94945
Criterio de Schwarz	51.40275		Crit. de Hannan-Quinn	42.33749

Contraste de heterocedasticidad de White: Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad Estadístico de contraste: LM = 40.7474 con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(33) > 40.7474) = 0.166397$
Contraste de heterocedasticidad de Breusch-Pagan: Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad Estadístico de contraste: LM = 7.37131 con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(7) > 7.37131) = 0.391269$

Tabla A5. MCO: variable dependiente: *ln_abortion*

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	1.8796	0.4387	4.28	0.00
price	-0.0032	0.0010	-3.05	0.00
income	0.00012	0.0018	6.45	0.00
picket	-0.005915	0.0019	-3.09	0.00

Media de la variable dependiente	2.904263		D.T. de la variable dependiente	0.511010
Suma de cuad. residuos	5.600691		D.T. de la regresión	0.348933
R-cuadrado	0.562289		R-cuadrado corregido	0.533743
F(7, 42)	19.69742		Valor p (de F)	2.34e-08
Log-verosimilitud	-16.2186		Criterio de Akaike	40.43720
Criterio de Schwarz	48.08529		Crit. de Hannan-Quinn	43.34964

Contraste de heterocedasticidad de White:

Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad

Estadístico de contraste: LM = 8.54925

con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(9) > 8.54925) = 0.479877$

Contraste de heterocedasticidad de Breusch-Pagan:

Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad

Estadístico de contraste: LM = 3.95588

con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(3) > 3.95588) = 0.266268$

Tabla A6. MCO: variable dependiente: $\frac{abortion}{INCOME}$

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	0.0026	0.0004	5.86	0.00	***
religion/income	0.0356	0.0767	0.46	0.64	
price/income	-0.0380	0.0208	-1.83	0.07	*
laws/income	-1.6265	2.1065	-0.77	0.44	
funds/income	1.8163	2.6825	0.68	0.50	
educ/income	-0.1873	0.1210	-1.55	0.13	
picket/income	-0.0848	0.0339	-2.49	0.02	**

Media de la variable dependiente	0.001045		D.T. de la variable dependiente	0.000420
Suma de cuad. residuos	5.22e-06		D.T. de la regresión	0.000348
R-cuadrado	0.395512		R-cuadrado corregido	0.311165
F(6, 43)	4.689106		Valor p (de F)	0.000944
Log-verosimilitud	330.9203		Criterio de Akaike	-647.8405
Criterio de Schwarz	-634.4564		Crit. de Hannan-Quinn	-642.7438

Contraste de heterocedasticidad de White: Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad Estadístico de contraste: LM = 29.8548 con valor $p = P(\text{Chi-cuadrado}(27) > 29.8548) = 0.320717$
Contraste de heterocedasticidad de Breusch-Pagan: Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad Estadístico de contraste: LM = 7.27823 con valor $p = P(\text{Chi-cuadrado}(6) > 7.27823) = 0.295881$

Tabla A7. Prueba de Fisher.

Conjunto de restricciones 1: $b[\text{religion}] = 0$ 2: $b[\text{laws}] = 0$ 3: $b[\text{funds}] = 0$ 4: $b[\text{educ}] = 0$ Estadístico de contraste: $F(4, 42) = 0.687278$, con valor $p = 0.60481$

Tabla A8. Multiplicative Parameters (β) for Induced Termination of Pregnancy. Source: Powell-Griner and Trent, 1987.

Characteristic	β
Parity	
No previous births	0.959
One or more previous births	1.042
Education	
Under 12 years	0.819
12 years or more	1.221
Residence	
Nonmetropolitan	0.797
Metropolitan	1.254
Age	
15–19 years	0.969
20–24 years	0.939
25–29 years	0.888
30–34 years	0.950
35–39 years	1.304
Marital Status	
Unmarried	1.800
Married	0.556
Race	
Black	1.004
White	0.996
Marital status \times race	
Unmarried, black	0.775
Married, black	1.290

Figura A1. Abortion v religion.

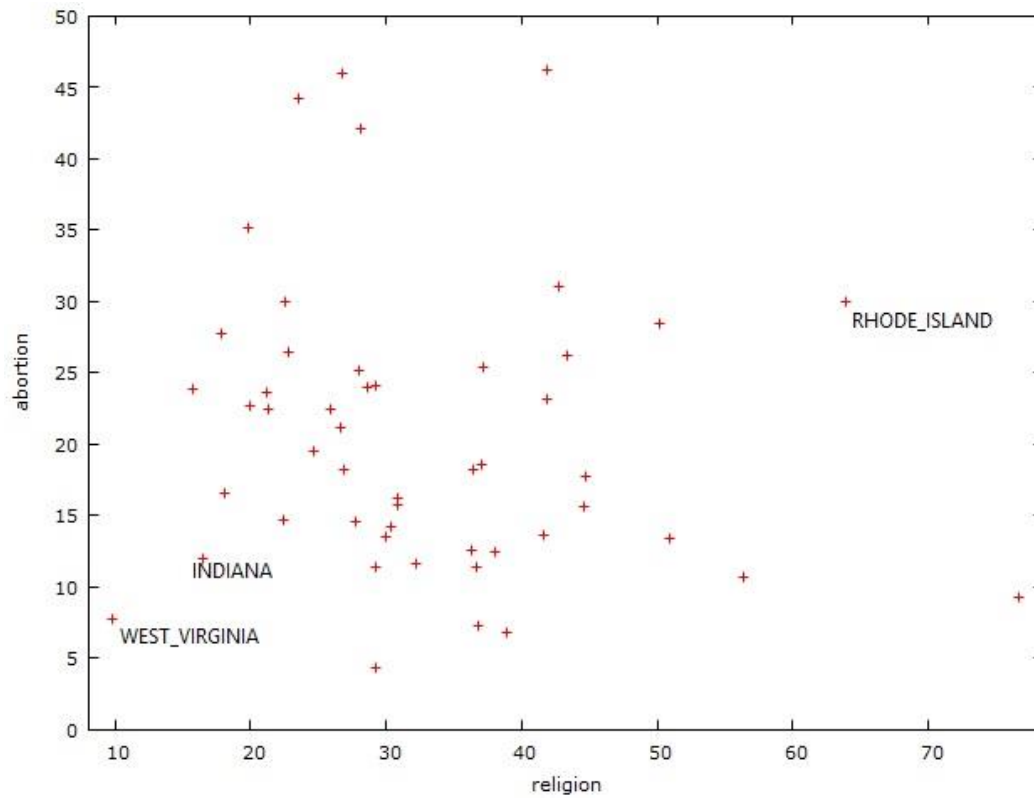


Figura A2. Income v price.

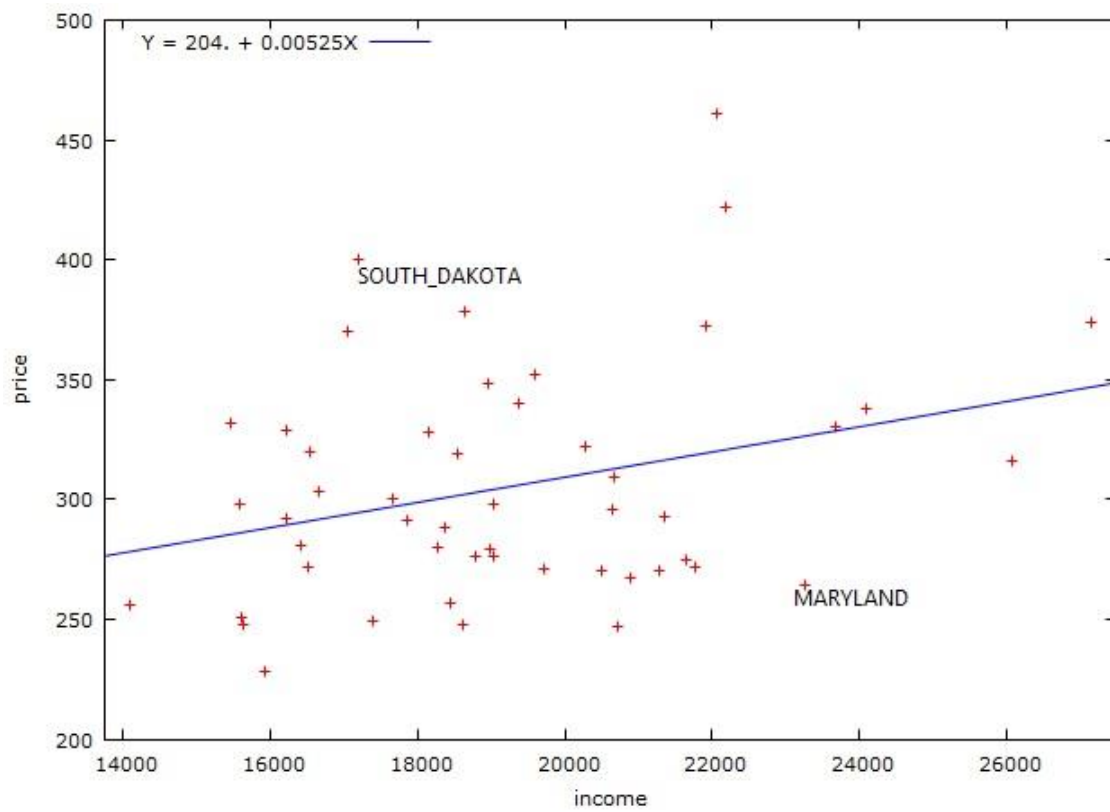


Figura A3. Abortion v picket

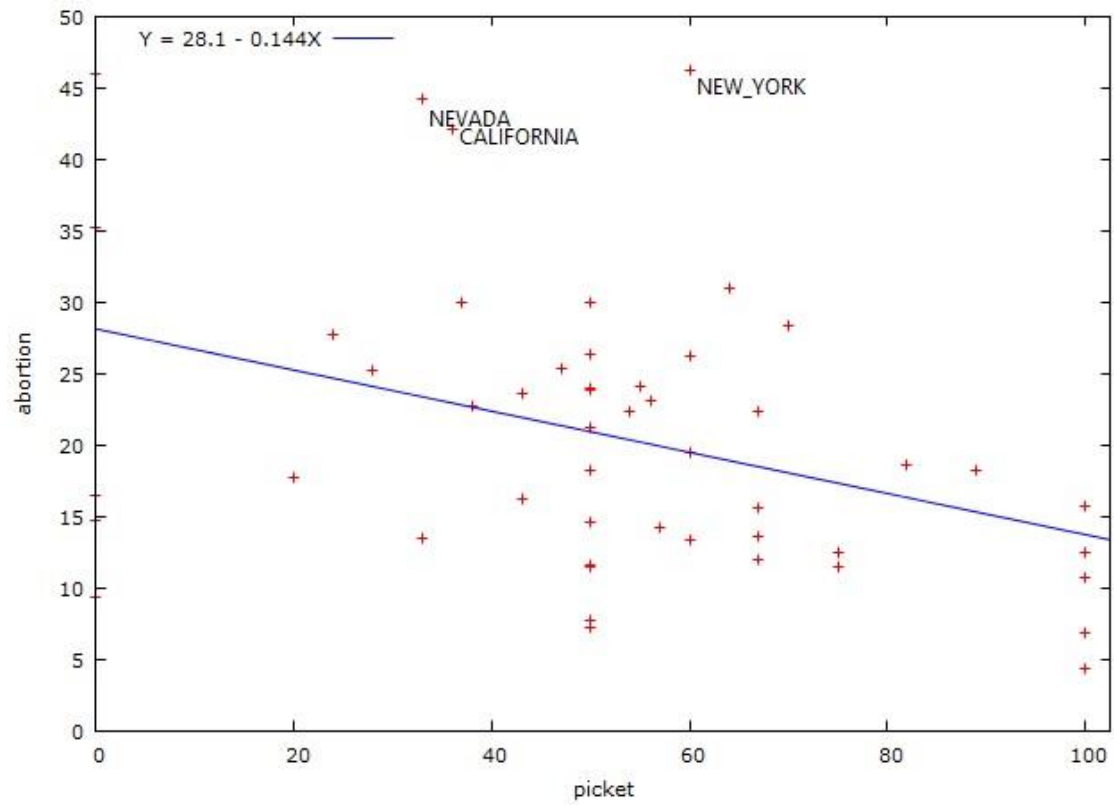
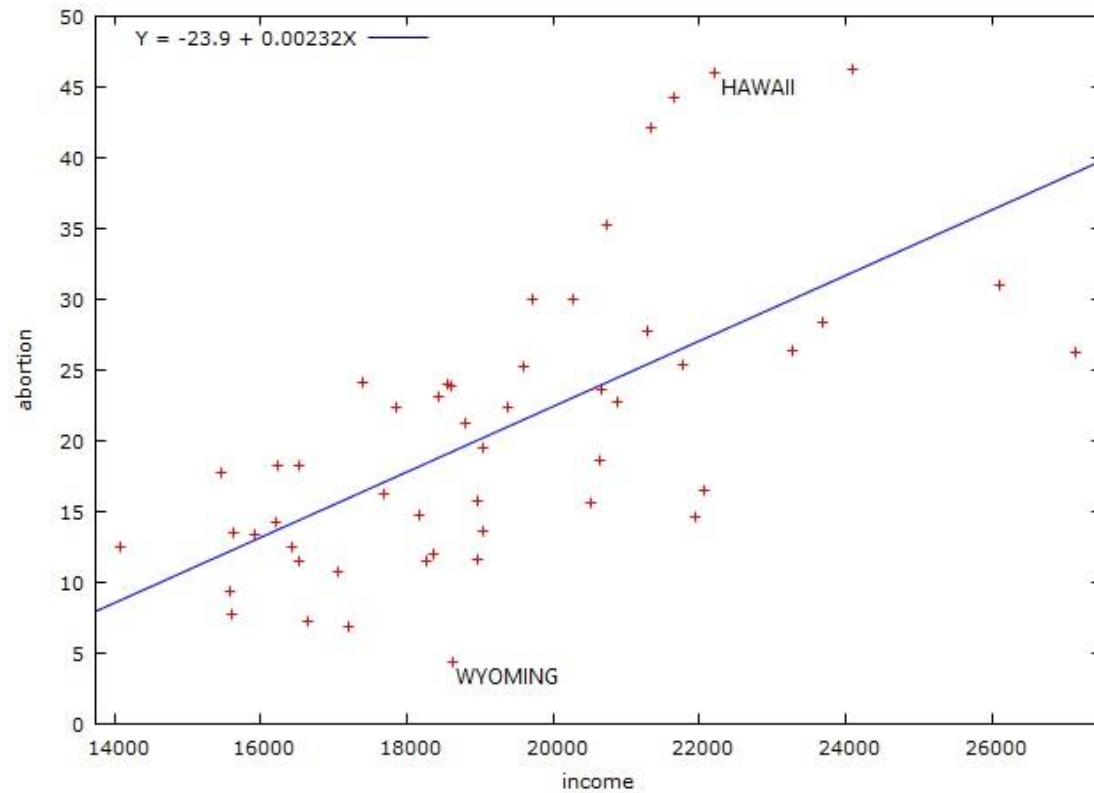


Figura A4. Abortion v income



Anexo B: Datos empleados en las regresiones

state	abortion	religion	price	laws	funds	educ	income	picket
MISSISSIPPI	12,4	38	256	0	0	64,3	14082	100
NEW MEXICO	17,7	44,7	332	0	0	75,1	15458	20
UTAH	9,3	76,7	298	1	0	85,1	15573	0
WEST VIRGINIA	7,7	9,8	251	0	1	66	15598	50
ARKANSAS	13,5	30	248	1	0	66,3	15635	33
LOUISIANA	13,4	50,9	228	1	0	68,3	15931	60
SOUT CAROLINA	14,2	30,3	292	1	0	68,3	16212	57
MONTANA	18,2	26,9	329	0	0	81	16227	50
OKLAHOMA	12,5	36,3	281	0	0	74,6	16420	75
ALABAMA	18,2	36,4	272	1	0	66,9	16522	89
KENTUCKY	11,4	36,7	320	0	0	64,6	16528	75
IDAHO	7,2	36,8	303	0	0	79,7	16649	50
NORTH DAKOTA	10,7	56,3	370	1	0	76,7	17048	100
SOUTH DAKOTA	6,8	38,9	400	0	0	66,3	17198	100
ARIZONA	24,1	29,3	249	0	0	78,7	17401	55
TENNESSEE	16,2	30,9	300	0	0	67,1	17674	43
NORT CAROLINA	22,4	25,9	291	0	1	70	17863	54
MAINE	14,7	22,4	328	0	0	78,8	18163	0
IOWA	11,4	29,2	280	0	0	80,1	18275	50
INDIANA	12	16,5	288	1	0	75,6	18366	67
TEXAS	23,1	41,8	257	0	0	72,1	18437	56
GEORGIA	24	28,6	319	1	0	70,9	18549	50
OREGON	23,9	15,8	248	0	1	81,5	18605	50
WYOMING	4,3	29,3	378	1	0	83	18631	100
VERMONT	21,2	26,6	276	0	1	80,8	18792	50
MISSOURI	11,6	32,2	348	1	0	66,9	18970	50
NEBRASKA	15,7	30,9	279	1	0	81,8	18974	100
WISCONSIN	13,6	41,6	276	1	0	78,6	19038	67
OHIO	19,5	24,7	298	1	0	75,7	19040	60
KANSAS	22,4	21,3	340	1	0	81,3	19387	67
MICHIGAN	25,2	28	352	1	0	76,8	19586	28
FLORIDA	30	22,6	271	0	0	74,4	19711	37
RHODE ISLAND	30	63,9	322	1	0	72	20276	50
MINNESOTA	15,6	44,6	270	1	0	82,4	20503	67
PENNSYLVANIA	18,6	37	296	0	0	74,7	20642	82
COLORADO	23,6	21,2	309	0	0	84,4	20666	43
DELEWARE	35,2	19,8	247	0	0	77,5	20724	0
VIRGINIA	22,7	19,9	267	0	0	75,2	20883	38
WASHINGTON	27,7	17,8	270	0	1	83,8	21289	24
CALIFORNIA	42,1	28,1	293	0	1	76,2	21348	36
NEVADA	44,2	23,5	275	0	0	78,8	21648	33
ILLINOIS	25,4	37,1	272	0	0	76,2	21774	47
NEW HAMPSHIRE	14,6	27,8	372	0	0	82,2	21933	50

state	abortion	religion	price	laws	funds	educ	income	picket
HAWAII	46	26,7	422	0	1	80,1	22200	0
MARYLAND	26,4	22,8	264	0	0	78,4	23268	50
MASSACHUSETTS	28,4	50,1	330	1	1	80	23676	70
NEW YORK	46,2	41,8	338	0	1	74,8	24095	60
NEW JERSEY	31	42,7	316	0	1	76,7	26091	64
CONNECTICUT	26,2	43,4	374	0	1	79,2	27150	60