



uaim

RA XIMHAI ISSN 1665-0441

Volumen 12 Número 4 Edición Especial

Enero – Junio 2016

15-34

DETERMINANTES SOCIALES DE LOS HIJOS E HIJAS NO DESEADOS ENTRE MUJERES INDÍGENAS Y MESTIZAS DE SAN CRISTÓBAL DE LAS CASAS, CHIAPAS

SOCIAL DETERMINANTS OF SONS AND DAUGHTERS UNWANTED AMONG INDIGENOUS AND MESTIZO WOMEN IN SAN CRISTOBAL DE LAS CASAS, CHIAPAS

Gerardo Núñez-Medina¹; María Georgina Rivas-Bocanegra² y Hilda María Jiménez-Acevedo³

¹ Director de investigación del Consejo de Investigación y Evaluación de la Política Social del Estado (CIEPSE), Chiapas. Circuito Abutilon 378, Cluster II, Bonanza. Tuxtla Gutiérrez. Chiapas. C.P. 29020. Correo electrónico: gerardo.nm1@gmail.com. Tel: 961 206 5252. ² Profesora Titular de la Universidad de Ciencias y Artes de Chiapas (UNICACH). Alamedas 23, San Cristóbal de las Casas, Chiapas 29200. Correo electrónico: georgina.rivas@unicach.mx. Tel. 967 678 7608. ³ Profesor de Tiempo Completo en la Universidad Autónoma de Chiapas (UNACH). Privada las Terraza 1155, Tuxtla Gutiérrez. Chiapas C.P. 29060. Correo electrónico: luzhec10@hotmail.com. Tel. 961 61 10844.

RESUMEN

La incidencia de hijos(as) no deseados en San Cristóbal de las Casas se estima del orden del 39% de los nacimientos, esta cifra tiene importantes implicaciones sobre la calidad de vida de las mujeres y de sus hijos(as). El trabajo tiene por objeto cuantificar la prevalencia de hijos(as) no deseados entre mujeres indígenas y mestizas, además de distinguir sus características socioeconómicas.

La información presentada se recolectó a partir de una muestra probabilística levantada el mes de abril de 2014, a mujeres que habitaban en la zona urbana del municipio de San Cristóbal de las Casas, de entre 15 y 54 años de edad, con al menos un hijo(a) nacido vivo. Se trata de una encuesta probabilística por conglomerados en dos etapas representativa para la zona urbana y para las mujeres indígenas y mestizas.

A partir de la aplicación de un modelo de regresión logística fue posible estimar el efecto que un conjunto de variables socioeconómicas ejercen sobre las posibilidades de que una mujer tenga un hijo(a) no deseado. Los resultados indican que la mayor incidencia de hijos(as) no deseados se concentra entre mujeres analfabetas, adolescentes (de 15 a 19 años), solteras e indígenas Tzeltales. Sin embargo, la prevalencia es alta en todos los grupos étnicos y todos los estratos socioeconómicos, por lo que es muy importante entender el efecto de cada variable ejerce sobre la ocurrencia del fenómeno, con el objetivo de proteger a las mujeres (y sus hijos(as)) quienes se ven vulneradas por los efectos de dichas variables.

Palabras clave: prevalencia, embarazo, aborto, regresión logística.

SUMMARY

The incidence of unwanted children in San Cristobal de las Casas is estimated in the order of 39% of births, this figure has important implications for the quality of life for women and their children. The work aims to quantify the prevalence of unwanted children between indigenous and mestizo women, in addition to distinguish their socioeconomic characteristics.

The information presented was collected from a random sample lifted in April 2014, to women living in the urban area of the municipality of San Cristobal de las Casas, aged between 15 and 54 years old with at least one children ever born. It is a probabilistic survey of clustering in two stages representative for urban areas and for indigenous and mestizo women.

After the implementation of a logistic regression model it was possible to estimate the effect that a set of socioeconomic variables have on the chances of a woman having an unwanted child. The results suggest that the highest incidence of unwanted children is concentrated among illiterate women, adolescents (15 to 19), single and indigenous Tzeltal. However, the prevalence is high in all ethnic groups and all socioeconomic strata, so it is very important to understand the effect each variable has on the occurrence of the phenomenon in order to protect women (and their children) harmed by the effects of these variables.

Key words: prevalence, pregnancy, abortion, logistic regression.

INTRODUCCIÓN

Este trabajo surge como una iniciativa apoyada por el proyecto “*Prevalencia del embarazo no deseado en San Cristóbal de Las Casas, Chiapas*”, financiado por el *Programa para el Desarrollo Profesional Docente (PRODEP)*. El objetivo fue conocer la prevalencia del número de hijos e hijas que son no deseados por sus madres así como conocer las características socio-económicas de las mujeres que por algún motivo están criando al menos a un hijo o hija no deseado. El trabajo indaga sobre las características educativas, laborales, étnicas, conyugales y familiares que prevalecen entre las mujeres mestizas e indígenas con hijos deseados y no deseados, en la ciudad de San Cristóbal de las Casas, Chiapas.

Los hallazgos presentados se basan en los datos captados por una encuesta probabilística tomada exprofeso a mujeres de entre 15 a 55 años con al menos un hijo o hija nacido vivo, residente en el área urbana de la ciudad de San Cristóbal. A dichas mujeres se les aplicó un cuestionario acerca de su deseo de haber tenido o no a sus hijos e hijas. La muestra se diseñó para ser representativa entre mujeres mestizas e indígenas.

Se puede afirmar que desde la segunda mitad del siglo pasado ha habido un cambio en las preferencias de las mujeres hacia un menor número de hijos e hija, en el municipio de San Cristóbal; lo que ha ocurrido también en el resto del estado, aunque de manera desigual (INEGI, 2005), esta situación ha sido reforzada por las políticas implementadas en materia de planificación familiar¹. De esta forma, las políticas que impulsan la preferencia por un menor número de hijos se contraponen a los roles tradicionales de género que aun enfatizan fuertemente el matrimonio y la maternidad como proyecto de vida hegemónico; situación que es especialmente grave entre mujeres indígenas, mujeres jóvenes o mujeres analfabetas.

Los roles de género tradicionales confinan a la mujer al hogar, le asignan un bajo nivel de empoderamiento, una baja capacidad para tomar decisiones en distintos ámbitos de su vida, en especial en los ámbitos sociales, laborales y económicos, pero sobre todo limitan su capacidad para decidir sobre el uso de métodos anticonceptivos, el número de embarazos y por ende el número de hijos e hijas que debe tener a lo largo de toda su vida reproductiva, especialmente al inicio de la misma. En este sentido, se espera que las diferencias culturales entre mujeres mestizas e indígenas sean un elemento capaz de explicar la prevalencia diferencial en el número de hijos e hijas no deseados.

Mucho se ha escrito sobre las consecuencias del aborto, legal e ilegal, como un problema de salud pública (Langer-Glas, 2003). Por otro lado diversos trabajos apoyados o financiados por organizaciones civiles contrarias al derecho de las mujeres a decidir sobre su maternidad, han tenido por objetivo convencerlas a través de múltiples argumentos, desde religiosos y natalistas hasta de tipo médico-salubristas, de los daños que produce el abortar y la conveniencia de llevar su embarazo a “buen término”, para que, una vez ocurrido el nacimiento, las mismas organizaciones se desentiendan de los costos y las responsabilidades del cuidado del hijo o hija, mismos que pasan directamente a la mujer, a la familia y a la sociedad. Por el contrario, son pocos los trabajos enfocados a analizar lo que ocurre con los hijos producto de dichos nacimientos, en

¹ La política demográfica actual, como política de Estado, nace en México en 1974 con la publicación el 07 de enero del mismo año de la Ley General de Población, que dio paso a los programas de planificación familiar (CONAPO, 2014). En Chiapas, en 1979, el 24% de las mujeres unidas en edad fértil utilizaba ya algún método anticonceptivo. En los años 80 el “Plan Chiapas” y los “Planes y Programas de Gobierno 1982-1988” en el estado, explícitamente se proponían bajar la tasa de crecimiento de la población; y en 1984 se formula el Programa de Planificación Familiar en Chiapas (Sánchez, 2000)

especial en sociedades pluriétnicas, donde el producto se convierte, muchas de las veces, en un hijo o hija no deseado, con alcances y consecuencias que aún no han sido ni estimados, ni documentados.

Antecedentes

México al igual que otros países latinoamericanos, se encuentra inmerso en un proceso de transición demográfica, marcado por una importante reducción de la fecundidad (Brosius, 2008). Actualmente, se estima que el número promedio de hijos por mujer es de 2.22 a nivel nacional (INEGI, 2011), mismo que se espera continúe descendiendo hasta alcanzar el nivel esperado de remplazo intergeneracional de 2.1 hijos, al finalizar el primer cuarto del presente siglo (Hernández *et al.*, 2013). La situación, sin embargo, no es homogénea al interior del país, pues en los estados de la región sureste, aún se observa un número de hijos por mujer muy por encima del encontrado en el resto de México (CONAPO, 2013); Esta situación puede explicarse por el atraso en el proceso de transición demográfica presentado por la población indígena de Chiapas, que mantienen aún muchos de sus usos y costumbres; situación que se ve reforzada por un alto porcentaje de población que se encuentra viviendo bajo condiciones de pobreza extrema, 32.2% (CONEVAL, 2010) y porque 87 de los 122 municipios de la entidad están clasificados como de alta y muy alta marginación (CONAPO, 2000).

Una de las consecuencias importantes producto de la reducción del número de hijos e hijas es paradójicamente, el aumento en el número de embarazos no deseados²; se estima que en 2009, a nivel nacional 55% de los embarazos fueron no “intencionados”, es decir, 1.9 millones. De esa cifra, 30% terminó en un aborto inducido, 6% en un aborto espontáneo y 19% en un nacimiento no planeado. La mayoría se contabilizó en los estados del norte y del centro del país así como en el Distrito Federal, con porcentajes de hasta un 70%, mientras que para los estados más marginados la proporción alcanzó un 45%. Es importante señalar que la tasa de aborto inducido ha ido en aumento, de 25 abortos por cada 1000 mujeres en 1990 ha pasado a 38 por 1000 en 2009, lo que implica un incremento de 52% en el periodo referido. De dicho incremento se desprenden dos tesis importantes, (1) las mujeres están teniendo más embarazos no intencionados que en el pasado, con las consecuentes dificultades para evitarlos o (2) la proporción de embarazos no intencionados permanece constante, pero existe una mayor propensión por parte de las mujeres a terminar dicho embarazo en aborto. La tasa de aborto inducido en Chiapas se encuentra entre 26 y 27 por 1000 mujeres, cifra menor a la reportada en regiones más desarrolladas, lo que sugiere, en lo general, que existe una menor motivación para tener familias más pequeñas (Juárez *et al.*, 2013), o que el aborto no es visto aún como una alternativa viable para resolver un embarazo no deseado.

Si bien, paulatinamente es posible encontrar mayor información acerca del aborto, visto como un problema de salud pública, dado que suele practicarse de manera ilegal y por ende en condiciones de alto riesgo, como ocurre en muchos países en vías de desarrollo, donde la práctica realizada bajo los términos señalados incrementa las estadísticas de muertes maternas. Existe también menos información en relación a la magnitud y las consecuencias que enfrentan las mujeres que de cualquier forma continúan con un embarazo inoportuno o no deseado hasta el nacimiento del hijo o hija, debido a que en general son las propias mujeres quienes finalmente enfrentarán los

² El embarazo “no intencionado” se refiere a aquel que ocurre cuando no se desea, se haya usado o no algún método anticonceptivo; engloba al embarazo no deseado en absoluto (unwanted) y aquel que ocurre inesperadamente y que no cancela la oportunidad de otro hijo en el futuro (mistimed).

costos económicos y sociales de la crianza del hijo(a) con consecuencias en el largo plazo tanto para ellas como para él o la menor.

Estudios realizados en diferentes países señalan que el estatus que las mujeres den a su embarazo condiciona la búsqueda de atención y la utilización de cuidados prenatales, por ejemplo, las mujeres que presentan un embarazo “no intencionado” tienen más probabilidades de retrasar dichos cuidados y de hacer un uso inadecuado de los servicios de salud, independientemente si se trata de países desarrollados o en vías de desarrollo (Dibaba *et al.*, 2013). Mientras que otros estudios, sobre el tema, concluyen que los embarazos inoportunos o no deseados se asocian a pobres resultados en términos de la salud perinatal: productos de bajo peso, nacimientos pre-término y pequeños para la edad gestacional (Shah *et al.*, 2011).

Existe menos información sobre los efectos de los embarazos no intencionados en países en vías de desarrollo. Singh y colaboradores (2013) encontraron desde un estudio prospectivo en la India, que entre los nacidos de embarazos no deseados es más probable una inadecuada vacunación y una mayor mortalidad neonatal, tal cual otros autores lo han evidenciado. En América Latina, los casos de Guatemala y Ecuador muestran evidencias de que se han encontrado importantes prevalencias de embarazos no deseados entre población indígena, caracterizada por sus condiciones de marginación (Singh et al 2006, López de la Cruz 2010, Goicolea y San Sebastián 2010); en Bolivia, Sahpiro Mendoza y colaboradores (Sahpiro-Mendoza, 2005) mostraron que niños(as) menores de 3 años no deseados, por ambos padres, tenían mayor riesgo de sufrir restricciones en su desarrollo físico que aquellos hijos(as) que fueron deseados, independientemente del sexo o del estrato social.

Algunos estudios sugieren que los hijos e hijas inoportunos y no deseados reciben menos recursos emocionales y cognitivos de sus padres que los hijos(as) que fueron deseados (Barber & East, 2009). En los Estados Unidos, el seguimiento a una muestra de mujeres que tenían hijos pequeños, unas de las cuales abortaron y otras que por el tiempo de gestación no tuvieron más alternativa que continuar hasta el nacimiento del producto, evidenció un menor desarrollo psicomotor en todos los menores de 5 años de las últimas, consistente con el deseo de las mujeres de no tener otro hijo para no afectar el bienestar de los menores ya nacidos (Foster *et al.*, 2006).

San Cristóbal de Las Casas en la región de los Altos de Chiapas

La ciudad fue desde la conquista española uno de los principales centros comerciales de la región, hasta el año de 1894 cuando la ciudad de Tuxtla se convierte en la capital del estado de Chiapas. San Cristóbal de las Casas es una ciudad media pluriétnica inmersa en la región de los Altos de Chiapas; se encuentra dentro de una zona indígena conformada fundamentalmente por los pueblos Tsotsil y Tzeltal (Viqueira, 1995).

Actualmente el municipio de San Cristóbal de las Casas cuenta con un total de 185 mil habitantes, mientras que su área urbana cuenta con 158 mil habitantes, es decir 85% de la población reside en la ciudad, según cifras del censo para el año 2010. Se trata del tercer municipio con la mayor tasa de crecimiento promedio anual³ del estado, se ha estimado un crecimiento sostenido del 3.3%, entre los años 2000 al 2010 (INEGI, 2011); situación que se explica por el proceso de urbanización

³ La tasa de crecimiento promedio anual está determinada por el incremento o disminución de los nacimientos y defunciones, como por el saldo neto migratorio (INEGI, 2012). La tasa de crecimiento media anual de la población estima el ritmo de cambio en el tamaño de las diferentes cohortes producto de la dinámica demográfica natural y social.

observado en todo el país, producto principalmente de la inmigración campesina e indígena de la región de Los Altos, además de inmigración proveniente de otras regiones de Chiapas, de otras entidades federativas de México y de otros países.

Es importante señalar que se optó por estudiar el comportamiento relacionado al deseo por los hijos(as) de las mujeres en la ciudad de San Cristóbal de las Casas debido a que se trata de una ciudad media, en la que puede observarse una importante mezcla de poblaciones mestizas e indígenas, donde existen altos niveles de analfabetismo y de desigualdad económica y social combinados con importantes niveles de rezago en el acceso a servicios educación y salud; tales características permiten una importante reducción de costos y tiempos durante la etapa de levantamiento de información y posibilitan el contraste de distintas hipótesis sin tener que recurrir a seleccionar distintas poblaciones en diferentes territorios.

Diseño de la muestra

Entre los días 12 al 24 de abril del año 2014, se levantó la encuesta sobre Hijos Deseados y No Deseados en la ciudad de San Cristóbal de las Casas, a mujeres de la zona urbana del municipio de entre 15 y 55 años de edad, con al menos un hijo o hija nacido vivo. El objetivo central de la muestra es obtener información, a nivel municipal, para estimar con precisión las tasas de anticoncepción, embarazos y abortos además de los niveles de prevalencia en el número de hijos(as) no deseados, tanto para mujeres indígenas como mestizas. Adicionalmente se recabó información sobre el número total de hijos nacidos vivos, el estatus de deseo por los mismos y el nivel socioeconómico de las mujeres y sus parejas.

El marco geo-estadístico que sirvió de base para el diseño de la muestra, se conformó con información obtenida del INEGI, cuya última fuente publicada fue el censo de población y vivienda 2010. A partir del marco muestral disponible, se diseñó un esquema de muestreo por conglomerados en dos etapas de selección. Las unidades primarias de muestreo (UPM) se constituyeron por áreas geo-estadísticas básicas (AGEBS) cuyo universo se conformó por 62 AGEBS urbanas (se excluyeron 8 AGEBS que no contaban con un número suficiente de manzanas), de las 54 AGEBS elegibles se seleccionaron 12 con probabilidad proporcional al número de manzanas.

Para garantizar un adecuado nivel de representatividad en la muestra de mujeres tanto indígenas como mestizas, las manzanas fueron clasificadas con base en el criterio siguiente: Una manzana era considerada como indígena cuando la proporción de mujeres hablantes de lengua indígena era superior al 65% respecto del total de mujeres que habitan alguna de las viviendas de la manzana, en caso contrario la AGEBS era clasificada como mestiza. Dado que se requiere un tamaño de muestra representativo para mujeres indígenas y mestizas, al interior de cada AGEBS se seleccionaron aleatoriamente dos manzanas mestizas y dos manzanas indígenas resultando en una muestra total de 48 manzanas seleccionadas.

Es decir, se diseñó un esquema de muestreo bietápico por conglomerados. La primera etapa de muestreo correspondió a la elección de AGEBS y la segunda a la selección de manzanas. Se eligieron 12 AGEBS y 4 manzanas por AGEBS, lo que dio por resultado la selección de un total de 48 manzanas; 24 de ellas mestizas y 24 indígenas; finalmente se censaron todas las viviendas donde habitaba al menos una mujer de entre 15 y 55 años con al menos un hijo o hija nacido vivo. Por lo que resultaron seleccionadas en muestra un total de 486 viviendas. Debido a problemas asociados a la falta de respuesta, el total de encuestas levantadas resultó ser de 379 (Cochran, 1969) se

desecharon 8 encuestas con cuestionario incompleto, las mujeres encuestadas reportaron haber tenido un total de 1,046 hijos e hijas entre deseados y no deseados.

Las mujeres de San Cristóbal de Las Casas

Dado que la muestra fue diseñada con el objetivo de proveer información representativa para las poblaciones mestizas e indígenas de mujeres entre 15 y 55 años de edad con al menos un hijo(a) nacido vivo en la Ciudad de San Cristóbal, es importante revisar la representatividad de cada grupo. La proporción de mujeres según etnia de pertenencia resultó ser muy similar entre mujeres indígenas 46% (de las cuales el 20.5% hablaba tzotzil y el 17.8% tzeltal) y mestizas 54%, con lo que puede garantizarse el nivel de representatividad de cada grupo.

Cuadro 1.- Hijos deseados y no deseados según diferentes características de la madre (datos de la muestra de hijos no deseados)

Variable	Total	Mestizas	Indígenas	Alfabetas	Analfabetas	Solteras	Casadas o unidas	Divorciadas o separadas
Total de hijos(as)	2.8	2.5	3.2	2.5	4.6	2.5	2.8	2.6
hijos deseados	2.1	1.8	2.5	1.9	3.5	1.6	2.2	1.6
hijos no deseados	0.7	0.6	0.7	0.6	1.0	0.9	0.6	0.9
ideal de hijos	3.2	2.9	3.6	3.0	4.4	2.6	3.2	3.0
Embarazos	3.2	2.8	3.6	2.8	5.3	2.6	3.1	3.3
Abortos	0.2	0.2	0.2	0.2	0.4	0.2	0.2	0.5
mujeres con hijos no deseado	0.4	0.4	0.4	0.4	0.5	0.5	0.4	0.5

Las características más relevantes obtenidas de la muestra señalan que la media de hijos(as) que las mujeres tuvieron fue de 2.8, mientras que el número ideal de hijos(as) fue de 3.2 por lo que en términos generales, las mujeres no estarían alcanzando su ideal reproductivo, es decir, en promedio las mujeres están teniendo 0.4 hijos(as) menos de los que idealmente desearían tener, por lo que es de esperar que la proporción de hijos(as) nacidos vivos no deseados sea muy baja, *Cuadro 1*. Sin embargo, de los 2.8 hijos(as) reportados, 2.1 son deseados y el resto 0.7 son no deseados, lo que representa una cuarta parte (25%) de los hijos nacidos vivos.

En promedio, las mujeres indígenas fueron quienes presentaron una fecundidad mayor; en promedio 3.2 hijos(as) (2.5 deseados y 0.7 no deseado) respecto de las mujeres mestizas cuya fecundidad alcanzó 2.5 hijos(as) (1.8 deseados y 0.6 no deseados). El ideal de hijos(as) para las mujeres mestizas fue de 2.9 mientras que para las mujeres indígenas fue de 3.6 hijos(as) lo que representa una expectativa superior en un 24.9%, *Cuadro 1*.

Como era de esperarse dado el estigma que prevalece respecto al tema, 22% de las mujeres admitió haber abortado alguna vez (sin diferenciar entre electivo o espontáneo). De las mismas, 17.8% tuvo un aborto y el restante 4.2% dos o más abortos. Del total de mujeres entrevistadas, el

19.2% declararon que sus embarazos fueron no deseados, lo que resultó en una prevalencia del 39.8% de hijos(as) no deseados, *Cuadro 1*, cifra menor a la reporta por Juárez y colaboradores a nivel nacional.

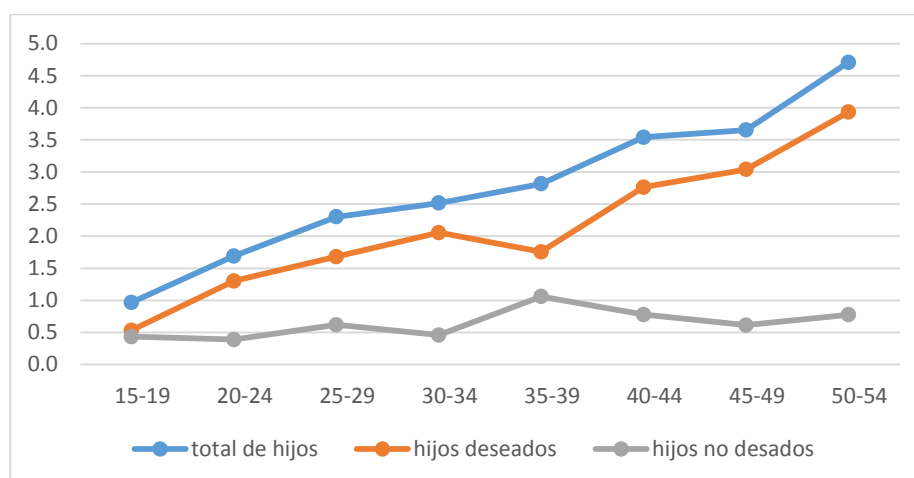


Figura 1.- Hijos(as) deseados y no deseados por edad de la madre (datos de la muestra de hijos no deseados).

Como es de esperarse, al analizar el comportamiento por grupos de edad, la proporción de hijos(as) no deseados entre mujeres se incrementó de forma constante con la edad, salvo para el grupo de mujeres entre 35 y 39 años; las mismas muestran un comportamiento atípico en relación con el número de hijos deseados y no deseados; las mujeres de esta generación, en promedio expresan haber tenido un mayor número de hijos no deseados que las mujeres de los grupos aledaños, *Figura 1*. La proporción de hijos no deseados de las mujeres en el grupo de edad 35 a 39 fue del 38%, en relación al 22% de las mujeres del grupo 40 a 44 y del 18% del grupo 30-34. Es decir, las mujeres del grupo de edad de entre 35 y 39 años se encuentran mucho menos satisfechas con su fecundidad, lo que se refleja en una alta incidencia de hijos(as) no deseados. Esta situación podría ser explicada en términos del porcentaje de abortos reportados por las mujeres del grupo 35-39, cifra que alcanzó el 31.3% de abortos y que es superior al 22.2% y 28.9% reportado por los grupos 30-34 y 40-44 respectivamente.

A medida que las mujeres incrementaron su edad, también incrementaron el número promedio de hijos(as) y de hijos(as) deseados, sin embargo, la proporción de hijos(as) no deseados permaneció en niveles más bien constantes en una franja de entre 0.4 y 1.1 hijos(as), y como ya se señaló, el grupo de mujeres de 35 a 39 años presenta el nivel promedio más alto de hijos no deseados (1.1), a la vez que el porcentaje de mujeres que se han practicado algún aborto es del 31.3% (en el grupo 35-39), nueve puntos porcentuales arriba del promedio general del 22.3%, *Figura 1*.

La condición de analfabetismo en la población femenina de entre 15 y 55 años de edad, es utilizada como un proxy para cuantificar el acceso y uso a los servicios de salud, en particular, servicios de salud reproductiva, entre los que destacan salud materno infantil y prevención de embarazos no deseados. En este sentido, la proporción de mujeres analfabetas alcanzó el 12.5%, lo que contrasta con la media nacional que es del 6.9% al año 2010 (INEGI, 2011); se debe destacar que la proporción de analfabetismo entre las mujeres se incrementa con la edad, como sucede entre las generaciones que tuvieron menores oportunidades para asistir a la escuela.

Entre las mujeres analfabetas fue notorio el mayor número promedio de hijos(as) 4.6, con respecto a las mujeres que sí sabían leer y escribir, cuyo promedio fue de 2.5; es decir, 2.1 hijos(as) más en promedio, lo que evidentemente repercutió en la proporción de hijos no deseados 0.6 hijos(as) para mujeres alfabetas y 1.0 hijos no deseados en promedio para mujeres analfabetas, *Cuadro 1*.

Modelo de regresión logística

Dado que la variable que se busca modelar es dicotómica (incidencia de hijos no deseados entre mujeres), se optó por utilizar un modelo de regresión logística, el cual permite analizar la relación entre una variable dependiente dicotómica (Y) a modelar y un conjunto de variables independientes ($x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$), que reflejen algunas de las características socioeconómicas más relevantes del fenómeno estudiado.

El modelo de regresión logística supone la existencia de una relación no-lineal entre la variable dependiente y las variables independientes; forma parte de una familia de modelos conocida como modelos lineales generalizados, cuya característica principal consiste utilizar una función “link” ($G(\bullet)$) en lugar de asociar directamente la variable Y a la combinación lineal de variables independientes x_i 's, lo que deriva en un modelo de la forma:

$$G(Y) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_n x_n$$

El tipo de la función “link” depende directamente de la distribución asociada a la variable respuesta, que en el caso logístico se determina como una distribución *binomial*($n; P$), donde la función $G(Y)$ representa el logaritmo del cociente de momios (odds) que modela el riesgo relativo de ocurrencia de Y dados los valores que toma el vector ($x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$):

$$G(Y) = \text{logito}(P) = \log_n(\text{odds}) = \log_n\left(\frac{P}{1-P}\right)$$

Por lo que

$$\log_n\left(\frac{P}{1-P}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_n x_n \quad (1.1)$$

Al despejar P de la ecuación (1.1) se obtiene el modelo de regresión logística:

$$P(Y = 1|x_1, x_2, x_3 \dots, x_n) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_n x_n}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_n x_n}} \quad (1.2)$$

Donde el vector $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)$ es el vector de parámetros a estimar (Hosmer & Lemeshow, 1989: xxxx).

La variable dependiente Y representa la respuesta de las mujeres al deseo explícito de tener o no tener a sus hijos. Se consideró que un hijo era no deseado cuando la mujer declaraba expresamente que no deseo el embarazo o cuando el embarazo se produjo a pesar del uso de algún método anticonceptivo y no llevo vigilancia alguna durante el tiempo de embarazo del hijo referido. En resumen, la variable Y puede tomar los siguientes valores:

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{si la mujer tiene al menos un hijo no deseado} \\ 0 & \text{si la mujer no tiene ningún hijo no deseado} \end{cases}$$

El criterio de selección de variables independientes se basó en la importancia teórica de la variable para explicar el comportamiento respecto de la preferencia por tener hijos (deseados y no deseados), por lo que de la totalidad de variables colectadas por la encuesta (34 variables), se consideró que sólo once eran las más relevantes para el desarrollo del modelo (*Cuadro 2*). La decisión para la selección de variables se tomó con base en la importancia asignada a cada variable según los criterios establecidos en la literatura revisada. A partir de las doce variables seleccionadas, se consideraron adicionalmente criterios de orden estadístico asociados al grado de correlación entre variables, la capacidad explicativa de las mismas y su nivel de significancia, en aras de construir un modelo de regresión parsimonioso.

La presencia evidente de problemas de correlación entre variables independientes, misma que puede observarse en la matriz de correlaciones del *Cuadro 2*, hace necesario el uso de medidas remediales estándares a los problemas de colinealidad en modelos de regresión. La presencia de colinealidad entre variables independientes suele tener efectos muy importantes sobre la calidad de los parámetros estimados, en especial, en la reducción de la capacidad explicativa de los parámetros del modelo (Faulín, 2006). Una de las mejores soluciones a los problemas de colinealidad consiste en eliminar las variables responsables de causar la colinealidad, para ello debe prescindirse de las variables que sean menos significativas para el modelo.

Cuadro 2.- Matriz de correlaciones (datos de la muestra de hijos no deseados)

		X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11	X12
Edad	X1	1.00											
numero_hij	X2	0.42	1.00										
num_emba	X3	0.45	0.89	1.00									
Num_aborto	X4	0.14	0.09	0.42	1.00								
Usaba_antic	X5	0.09	0.16	0.17	0.14	1.00							
alfabetismo	X6	-	0.02	0.03	0.02	0.04	1.00						
estudia_act	X7	-	0.01	-	-	0.05	0.01	1.00					
Nivel	X8	0.01	-	-	-	0.14	0.05	0.16	1.00				
a_esc	X9	0.00	-	-	-	0.14	0.09	0.13	0.96	1.00			
Trabaja	X1	0.20	0.06	0.06	0.04	0.02	-	0.12	0.23	0.21	1.00		
tipo_lengua	X1	-	0.07	0.07	0.02	-	-	0.09	-	-	-	1.00	
edo_civil	X1	0.07	0.10	0.11	0.03	0.06	0.07	-	0.01	0.04	0.01	0.02	1.00

A partir del análisis de correlaciones presentadas en el *Cuadro 1*, se hizo evidente que existen dos grandes bloques de variables correlacionadas. Uno asociado a las variables: número de hijos, número de embarazos y número de abortos y un segundo bloque relacionado con: nivel de escolaridad y años de escolaridad (cada bloque representa un concepto particular, el primero asociado al tamaño del hogar y el segundo al nivel educativo de la mujer). Para seleccionar las variables que aportan un mayor grado de explicación al modelo se ajustaron distintas curvas de regresión intercambiando las variables correlacionadas, considerando los bloques anteriores y

tomando como base el modelo saturado⁴ intercambiando una variable de cada bloque. El criterio utilizado para la selección del modelo se basó en la comparación de estadísticos que miden la bondad del ajuste a partir del valor de máxima verosimilitud. A diferencia de los modelos de regresión lineal, donde el estadístico de ajuste más popular es el R^2 , en regresión logística se utiliza un estadístico de ajuste global conocido como “desviación”⁵ es una medida de la “bondad de ajuste” entre los valores observados (Y) y los esperados (\hat{Y}). Cuanto más grande sea la diferencia o desviación entre los valores observados y los esperados, el ajuste del modelo será peor. Por lo tanto, se considera que un modelo es mejor cuanto más pequeña sea su desviación. A medida que agregamos variables a la ecuación esperaríamos obtener una menor desviación, sin embargo, los modelos se vuelven menos parsimoniosos, además de que se requerirá de un tamaño de muestra mayor.

La regresión logística utiliza el método de máxima verosimilitud para encontrar la desviación más pequeña posible entre los valores observados y los valores estimados a través de “métodos iterativos” con los que busca diferentes soluciones hasta encontrar los parámetros que proveen el mejor ajuste posible o la menor desviación. Una vez encontrada la mejor solución se reporta la desviación como:

$$DEV = -2 * \text{Log likelihood}$$

Por lo que la desviación es efectivamente menos dos veces el logaritmo de la función de verosimilitud. En general, para evaluar el ajuste de un modelo o para comparar distintos modelos en competencia se utilizan medidas de información, basadas en la desviación. Para ello se utilizan dos criterios centrales, el AIC (Akaike Criterio de Información) y el BIC (bayesian information criterion).

El criterio AIC es uno de los más populares, se estima considerando el número de parámetros y la desviación estimada a través del valor de máxima verosimilitud. El criterio de información AIC se define como:

$$AIC = DEV + 2p$$

dónde p representa el número de parámetros en el modelo, mientras que el BIC o criterio de información bayesiano permite comparar dos modelos empleando técnicas bayesianas, bajo el supuesto de que no existe preferencia previa alguna sobre ninguno de los modelos (Hosmer & Lemeshow, 2000). El estadístico BIC se calcula como:

$$BIC = DEV + \ln(n) * p$$

dónde p representa el número de parámetros en el modelo y n el total de observaciones.

⁴ Existen distintas estrategias para el desarrollo de modelos de regresión, una de las más populares recomienda la inclusión en el modelo inicial de todas las variables independientes más las interacciones de las mismas, o al menos, las interacciones de primer orden (tomadas de dos en dos). A estos se les llama modelos saturados. En nuestro caso consideramos el modelo saturado como el que incluye todas las variables independientes sin interacciones, debido a que la inclusión de interacciones puede conllevar la introducción variables correlacionadas al modelo.

⁵ El termino en inglés es “deviance”. La desviación proporciona una prueba de bondad de ajuste para el modelo, cuando el tamaño de muestra no es suficientemente grande ($n > 30$) la distribución de la desviación no converge a una distribución chi-cuadrada, en cuyo caso se recomienda usar el estadístico chi-cuadrado de Pearson para datos binomiales.

Cuadro 3.- Selección del modelo de regresión logística (datos de la muestra de hijos no deseados)

Variable agregada	LR Chi2	Log Likelihood	AIC
Modelo base (MB)	3391.0	-22362.2	44741
MB + numero_hijos	3808.9	-22153.5	44325
MB + num_embarazos	3552.4	-22281.8	44581
MB + Num_abortos	3439.2	-22338.4	44694
MB + Nivel	2828.5	-19063.8	38145
MB + a_esc	2964.8	-18888.0	33794
MB + numero_hijos + a_esc	3859.6	-18440.6	36901
MB + num_embarazos + a_esc	3190.4	-18775.2	37570
MB + Num_abortos + a_esc	3484.8	-18628.0	37276
MB + numero_hijos + num_embarazos +a_esc	4961.4	-17889.1	35811
MB + numero_hijos + Num_abortos +a_esc	5083.9	-17828.5	35688

Los valores presentados en el *Cuadro 2*, muestran la correlación entre dos variables, lo que ocurre cuando el valor absoluto de su coeficiente de correlación excede el 0.2. De esta forma se detectó que las variables con mayores niveles de correlación eran: x_1 (edad) con las variables x_2 (número de hijos), x_3 (número de embarazos) y x_{10} (trabaja, si la mujer trabaja actualmente), x_8 (nivel de escolaridad) y x_9 (años de escolaridad), y con x_2 y x_3 ; finalmente se encontró una alta correlación de la variable x_{10} con las variables x_8 y x_9 .

A partir de las correlaciones detectadas se ajustaron distintos modelos (modelos en competencia), tomando como inicial un modelo base conformado por las variables x_1 , x_5 , x_6 , x_7 , x_{10} , x_{11} y x_{12} e intercambiando las variables independiente restantes. Se concluyó que el modelo de diez variables ajustaba de mejor forma el comportamiento de las mujeres en relación con el hecho de tener hijos(as) no deseados (*Cuadro 3*). El ajuste alcanzado por el modelo de diez parámetros fue el mejor entre los modelos probados según el criterio AIC, además de resultar en un modelo con un menor número de variables que el inicial.

El *Cuadro 3* presenta los distintos modelos ajustados. La selección del modelo se realizó comparando diversas medidas de bondad de ajuste entre las que se consideraron estadísticos como: chi-cuadrado, razón de verosimilitudes, y medidas de información como el AIC. Los resultados correspondientes a cada modelo se muestran en el *Cuadro 3*, donde el modelo de diez parámetros corresponde al menor AIC.

Una vez seleccionado el modelo se procedió a validar la significancia estadística de cada una de las variables incorporadas, con la finalidad de encontrar un "modelo reducido" con un menor número de variables que continúe explicando los datos, para ello se utilizó el método de selección paso a paso por inclusión "hacia adelante", forward-stepwise method (Hilbe, 2009). Es importante mencionar que el uso del procedimiento tiene por objetivo validar cada variable con lo que se evalúa secuencialmente al modelo cada vez que una variable es introducida.

Cuadro 4.- Selección de variables por inclusión hacia adelante (datos de la muestra de hijos no deseados)

Block	Variable Introducida	LL	LR	Df	Pr > LR	AIC	BIC
0	Constante	-24916					
1	Edad	-20332	76.420	1.000	0.000	40668	40685
2	numero_hijos	-19701	1262.950	1.000	0.000	39407	39432
3	Num_abortos	-19574	253.960	1.000	0.000	39156	39189
4	Usaba_antic	-18606	1934.820	1.000	0.000	37223	37264
5	Alfabetismo	-18586	39.830	1.000	0.000	37185	37235
6	estudia_act	-18521	130.320	1.000	0.000	37057	37115
7	a_esc	-18509	24.780	1.000	0.000	37034	37100
8	Trabaja	-18509	0.510	1.000	0.474	37035	37110
9	tipo_lengua	-18508	0.360	1.000	0.549	37037	37120
10	edo_civil	-17828	653.870	1.000	0.000	35688	35767

El resultado de agregar las variables individualmente puede verse en el *Cuadro 4*, el AIC del modelo con diez parámetros fue de 35,688; un valor menor que el obtenido con el modelo nulo; pero igual al presentado en el *Cuadro 3*, (ya que se trata del mismo modelo), sin embargo, debe notarse que el AIC del modelo se incrementa con las variable x_{10} y x_{11} razón por la que se optó por eliminarla la variable x_{10} del modelo⁶, de forma que el modelo quedo conformado por nueve variables independientes, mismas que se enlistan en el *Cuadro 6*, que es el modelo que mejor ajustada la variable Y, con el menor número de variables posibles. El AIC del modelo final presentado en el *Cuadro 6* es de 36,359. Cifra mayor a la presentada en el *Cuadro 3* y *4*, para el modelo en competencia de diez parámetros. La decisión de elegir el modelo de nueve parámetros, estimado el *Cuadro 6*, se justifica por el hecho de que la variable x_{10} (trabaja) adicionalmente presentaba altos niveles de correlación.

Una vez validada la significancia individual de las variables de la regresión, es necesario realizar pruebas para medir el grado de ajuste global del modelo, para lo que se utilizan métodos de análisis de bondad de ajuste global. Los métodos de bondad de ajuste global se basan en comparar las observaciones de la respuesta contra las predicciones hechas por el modelo, sin importar las variables dependientes utilizadas. El estadístico chi-cuadrado de Pearson (χ^2) compara frecuencias observadas y esperadas en un escenario binomial con el que se construye una distribución asintótica chi-cuadrada. La hipótesis nula se rechaza a un nivel de significancia α cuando $\chi^2 \geq \chi^2_{J-(R+1)}$; lo que equivale a que el valor-p de la prueba de hipótesis sea menor al nivel α previamente establecido (Hosmer & Lemeshow, 2000). Los resultados del ajuste chi-cuadrado para el modelo de regresión logística pueden observarse en el *Cuadro 5*.

Cuadro 5.- Bondad de ajuste del modelo

Logistic model for ind_hnodeseados, goodness-of-fit test	
number of observations =	24899
number of covariate patterns =	162
Pearson chi2(125) =	19721.59
Prob > chi2 =	0.000

⁶ Pese a la evidencia estadística se decidió no eliminar la variable x_{11} debido a que se considera una variable fundamental para explicar las diferencias en la prevalencia de hijos deseados y no deseados entre grupos étnicos.

Una vez validada la significancia de cada uno de los parámetros y el ajuste global del modelo, el siguiente paso consiste en interpretar los resultados. Como se mencionó con anterioridad, la relación entre la variable dependiente de respuesta binaria Y y el vector de variables independientes x_i 's, en el modelo de regresión logística, es no lineal, por lo que la interpretación de parámetros se vuelve más compleja que en los modelos lineales; dado que el vector de parámetros cuantifica la probabilidad de ocurrencia de $Y=1$ (la probabilidad que una mujer tenga al menos un hijo no deseado), condicionada a la información proporcionada por el vector (x_1, x_2, \dots, x_9) ; esto es $P(Y=1 | x_1, x_2, \dots, x_9)$.

Con la finalidad de facilitar la interpretación de los parámetros estimados por el modelo de regresión es aconsejable despejar el momio (odds), definido en la ecuación (1.1), de la siguiente forma:

$$odds_i = \frac{P(Y_i = 1 | x_1, x_1, \dots, x_n)}{1 - P(Y_i = 1 | x_1, x_1, \dots, x_n)} = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i,1} + \dots + \beta_n x_{i,n}) \quad (1.3)$$

Una vez que se conoce el valor del momio (odd) es posible calcular su probabilidad correspondiente como:

$$P_i = \frac{odds_i}{1 + odds_i} = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i,1} + \dots + \beta_n x_{i,n})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i,1} + \dots + \beta_n x_{i,n})}$$

Con lo que es más o menos simple pasar de un momio a una probabilidad y viceversa.

Los coeficientes β_i del modelo de regresión logística pueden interpretarse directamente como el efecto que el cambio de una unidad de la variable x_i ejerce sobre el logito pronosticado por el modelo, cuando todas las variables independientes restantes permanecen constantes. Es decir, β_i refleja el efecto que el cambio de una unidad en x_i ejerce sobre el logaritmo del cociente de momios asociados a la ocurrencia del evento Y . Sin embargo, la interpretación más común de los parámetros del modelo de regresión logística se realiza sobre el cociente de momios de la regresión (y no sobre el logaritmo del momio).

El cociente de momios (odds ratio) del modelo de regresión logística se interpreta como el efecto que una unidad de cambio de x_i ejerce sobre el cociente de momios del evento Y ; cuando la variable toma los valores x_{i+1} y x_i ; lo que se representa como:

$$odds\ ratio = \frac{odds(Y | x_i + 1)}{odds(Y | x_i)} = \frac{\frac{P(Y = 1 | x_1, x_2, \dots, x_i + 1, \dots, x_n)}{1 - P(Y = 1 | x_1, x_2, \dots, x_i + 1, \dots, x_n)}}{\frac{P(Y = 1 | x_1, x_2, \dots, x_i, \dots, x_n)}{1 - P(Y = 1 | x_1, x_2, \dots, x_i, \dots, x_n)}}$$

Para obtener el cociente de momios (odds ratio) a partir del modelo de regresión logística es necesario calcular la $\exp(\hat{\beta}_i)$. El cociente de momios se interpreta como el momio de ocurrencia del evento Y condicionado al cambio de x_i (es el momio de Y dada la exposición a x_{i+1} sobre el momio de Y dada la exposición a x_i).

Cuando el cociente de momios es igual a 1.0 indica que el cambio en la variable x_i no ejerce ningún efecto significativo sobre la ocurrencia de Y . Si el cociente de momios es menor que 1.0 implica

que el cambio de una unidad de x_i reduce la “posibilidad”⁷ de ocurrencia de Y (Faulín, 2006), por lo que la variable ejerce un efecto protector. Si por el contrario si el cociente de momios es mayor que 1.0, implica que el cambio de una unidad en x_i incrementa las “posibilidades” de ocurrencia de Y. En todos los casos debe considerarse que el resto de variables independientes distintas de x_i permanecen constantes.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En el *Cuadro 6*, se muestran los resultados del modelo de regresión. Los mismos indican que las posibilidades de que una mujer tenga un hijo no deseado se reducen en un 2% por cada año de edad cumplido, cada año de escolaridad reduce las posibilidades de tener un hijo no deseado en 1.5%; mientras que la práctica del aborto reduce en un 42% las posibilidades de tener un hijo(a) no deseado, el saber leer y escribir disminuye en un 40% las posibilidades de tener un hijo(a) no deseado así como estudiar actualmente lo hace en un 52%.

En contra parte, tener un hijo más incrementa un 48% las posibilidades de que este sea no deseado, a la vez que uno de los factores que ejerce mayores efectos sobre las posibilidades de tener un hijo(a) sea no deseado es el uso de anticonceptivos, por parte de la mujer. Es decir, que la concepción del hijo(a) ocurra a pesar del uso de algún método anticonceptivo moderno, multiplica por tres y media veces las posibilidades de que el hijo(a) sea no deseado.

Si se toma como grupo de referencia a las mujeres mestizas (las mujeres cuya lengua materna es el español y sus momios son iguales a uno), la posibilidad de que un mujer Tsotsil tenga un hijo no deseado se reduce en un 57% respecto de las mujeres mestizas, mientras que se incrementan un 33% si la mujer es de origen Tzeltal (respecto del grupo de referencia).

Cuadro 6.- Modelo de regresión logística (datos de la muestra de hijos no deseados)

hijo_nodeseado	Odds Ratio	Std. Err.	Z	P>z	[95% Conf.	Interval]
Edad	0.981	0.002	-11.290	0.000	0.977	0.984
numero_hijos	1.488	0.018	33.680	0.000	1.454	1.522
Num_abortos	0.588	0.017	-17.980	0.000	0.555	0.623
Usaba_antic	3.563	0.102	44.320	0.000	3.368	3.769
Alfabetismo	0.604	0.123	-2.480	0.013	0.406	0.900
estudia_act	0.487	0.030	-11.860	0.000	0.433	0.549
a_esc	0.985	0.003	-5.470	0.000	0.980	0.991
tipo_lengua						
Español	1.000					
Tsotsil	0.434	0.017	-21.410	0.000	0.402	0.469
Tzeltal	1.337	0.047	8.200	0.000	1.247	1.433
edo_civil						
Soltera	1.000					
Casada o unida	0.372	0.017	-21.260	0.000	0.339	0.407
Divorciada o separada	0.289	0.021	-17.320	0.000	0.251	0.333

⁷ Se optó por utilizar el término posibilidad en lugar de momio, para facilitar la lectura del documento. Algunos trabajos emplean el término probabilidad o riesgo relativo, sin embargo, las acepciones son incorrectas. Un momio no es una probabilidad, aunque es posible convertir un momio en probabilidad y viceversa (ver ecuación 1.4). El riesgo se define como el cociente de la probabilidad de que ocurra un evento cuando se está expuesto sobre la probabilidad de que ocurra el evento cuando no se está expuesto.

La mujeres con las mayores posibilidades de tener hijos(as) no deseados son las solteras con relación a las mujeres casadas o unidas cuyas posibilidades se reducen en un 61.9%, las divorciadas o separadas cuyo posibilidad se ve reducida en un 71%, mientras que la probabilidad de tener un hijo no deseados es de tan solo 10.4% para las mujeres viudas, respecto de las mujeres solteras.

Cuadro 7.- Capacidad Predictiva del Modelo (de la muestra de hijos no deseados)

Classified + if predicted $\Pr(D) \geq 0.5$		
True D defined as hijo_nodeseado $\neq 0$		
Sensitivity	$\Pr(+D)$	65.09%
Specificity	$\Pr(\sim D)$	83.46%
Positive predictive value	$\Pr(D+)$	73.88%
Negative predictive value	$\Pr(\sim D-)$	76.88%
False + rate for true $\sim D$	$\Pr(+\sim D)$	16.54%
False - rate for true D	$\Pr(-D)$	34.91%
False + rate for classified +	$\Pr(\sim D+)$	26.12%
False - rate for classified -	$\Pr(D-)$	23.12%
Correctly classified		75.77%

Otra forma de evaluar el modelo es a través de cuantificar el porcentaje de observaciones que este es capaz de predecir correctamente. El porcentaje se calcula utilizando el modelo para estimar la probabilidad de ocurrencia de Y como $p = P(Y | x_1, x_2, \dots, x_n)$, y contrastándola con una probabilidad de corte p_0 , en general fijada como 0.5, de forma que si $p \geq p_0$, el modelo predice $Y=1$, en caso de que $p < p_0$, el modelo predice $Y=0$. El porcentaje de aciertos del modelo se obtiene contrastando las predicciones estimadas con los resultados observados en la muestra.

En el *Cuadro 7* se muestra que el porcentaje de casos clasificados correctamente por el modelo; el mismo alcanzó el 75,7% de los casos observados en la muestra original. Otro punto importante a evaluar es la sensibilidad del modelo, medida como la probabilidad de que un caso sea clasificado como ocurrido dado que ocurrió ($\Pr(+D)$), mientras que la especificidad cuantifica la probabilidad de que un caso sea clasificado como no ocurrido dado que en realidad no ocurrió ($\Pr(\sim D)$). Ambos valores son presentados en el *Cuadro 7*, con sus eventos complementarios, mutuamente excluyentes, definidos como $\Pr(-D)$ y $\Pr(+\sim D)$ respectivamente.

De forma gráfica, la capacidad de clasificación del modelo frente a los casos verdadero positivo (TP) y falsos positivos (FP) puede observarse en la curva ROC (Receiver Operating Characteristic), una gráfica que compara la sensibilidad frente a la especificidad. La ventaja de la curva ROC es que muestra el cambio de la sensibilidad respecto de la especificidad para todos los posibles puntos de corte p_0 . El área bajo la curva también conocida como índice de exactitud (A), es una métrica de rendimiento, cuanto mayor sea el área bajo la curva mejor poder de predicción, debido a que el área bajo la curva ROC representa la probabilidad de clasificar correctamente un par de casos (ocurrido o no ocurrido) seleccionados al azar. Los valores de A van de 0.5 (igual al azar) a un máximo de 1. Se suele considerar que valores superiores a 0.7 son aceptables. En nuestro caso $A = 0,8$ para el modelo de regresión logística del *Cuadro 6* y la curva presentada en la *Figura 2*.

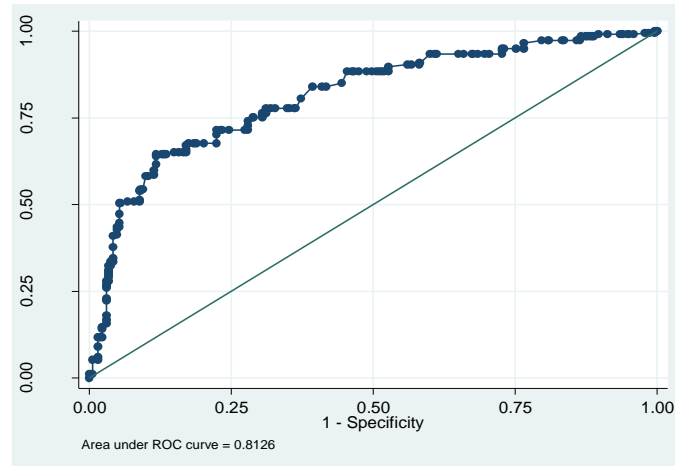


Figura 2.- Curva ROC (datos de la muestra de hijos no deseados).

CONCLUSIONES

La mayor incidencia de hijos(as) no deseados, en la ciudad de San Cristóbal de las Casas, se concentró entre mujeres analfabetas, adolescentes (de 15 a 19 años), solteras e indígenas particularmente en mujeres Tseltales, lo que parece indicar que las mujeres social y económicamente más desfavorecidas tienen mayores probabilidades de tener un embarazo inoportuno y eventualmente un hijo(a) no deseado, cuyos cuidados, manutención y tiempo de crianza van a recaer directamente sobre la madre, en detrimento de la calidad de vida de ella y su hijo(a), limitando sus posibilidades de acceso los mercados laborales formales, sus oportunidades educativas y sus oportunidades de tener una pareja estable.

Si bien, tener un hijo(a) puede limitar, posponer o truncar la asistencia escolar de la mujer en función de su edad, la cantidad de apoyo familiar que reciba y el tipo de subvenciones sociales que reciba, en general, la asistencia escolar es un factor protector, que en nuestro caso reduce un 52% las posibilidades de tener un hijo(a) no deseado, a la par que cada año de escolaridad adquirido reduce 2%. Los resultados parecen indicar que aumentar el acceso a la educación formal permite a las mujeres disminuir sus posibilidades de tener hijos(as) no deseados al aumentar su capacidad para tomar mejores decisiones, incrementar su nivel socioeconómico, a la par de su autonomía.

En contra parte, los efectos de una educación interrumpida especialmente por el nacimiento de un hijo(a) no deseado pueden tener consecuencias en el largo plazo tanto para la mujer como para su producto, al imposibilitar el cumplimiento de metas y/o expectativas, con lo que la relación con el hijo(a) no deseado puede hacerse mucho más compleja o conflictiva. Las madres con hijos no deseados tienen relaciones de menor calidad con sus hijos que persisten hasta la edad adulta (Barber, Axinn, y Thornton, 1999).

Los resultados indican que los hijos(as) son menos deseados cuando se es soltera, (en general, estar casada, unida o divorciada es un factor protector respecto de tener hijos(as) no deseados) situación asociada a la falta de aprobación familiar y apoyo social. El apoyo familiar puede ser un factor fundamental para enfrentar de forma exitosa la crianza de un hijo(a) no deseado, en especial al inicio de la vida reproductiva (15 a 19 años), o cuando se carece de un esposo, cónyuge o pareja.

La edad es un factor protector muy importante respecto de tener hijos(as) no deseados, cuanto más se espera a tener un hijo(a) existe una mayor probabilidad de que este sea deseado, debido a que la sociedad “presiona” a que las mujeres especialmente “adultas” y casadas cumplan con su papel de madre, en cuyo caso incrementa sus probabilidades de contar con una red familiar y social de apoyo, con lo que su experiencia como madre suele ser más gratificante.

Un mayor apoyo social puede modificar la percepción en relación de lo que significa ser madre y respecto del deseo por el hijo(a). Un resultado que es bastante controversial, desde nuestro punto de vista, es que las mujeres Tseltales presentan posibilidades mucho menores de tener hijos(as) no deseados, en relación con la mujeres mestizas o Tsotsiles, situación que podría estar asociada a la factores de empoderamiento o a cambios culturales asociados a la percepción de lo que es o significa tener un hijo(a) no deseado. Sin embargo, en este momento no contamos con información más detallada de la percepción asociada al deseo de tener hijos entre los diferentes grupos étnicos.

Otra limitación importante de la investigación, es que se trata de un estudio de cohorte transversal, razón por la que no disponemos de información sobre cambios en el deseo por un determinado hijo(a) en razón de modificaciones en las preferencias personales provocadas por cambios en el estatus marital, laboral, educativo, económico, etc. Es decir, un hijo(a) puede cambiar de estatus de deseado a no deseado (o viceversa) cuando una mujer tiene una nueva pareja, por ejemplo.

Finalmente, fue posible asociar con éxito un conjunto de variables socio-económicas relevantes a la posibilidad de que una mujer indígena o mestiza tenga un hijo(a) no deseado. Los resultados muestran la importancia del contexto para proteger a las mujeres y a sus hijos(as), especialmente de quienes se encuentran en situación de mayor vulnerabilidad, por lo que cuentan con menor apoyo familiar y social. El nacimiento de un hijo(a) es un evento estresante para cualquier mujer, pero sin duda lo es mucho más cuando se trata de un producto no deseado. Si la sociedad no es capaz de proveer los medios para prevenir este tipo de situaciones, esta entonces obligada a proporcionar, medios, apoyos y subvenciones que minimicen la carga emocional, económica y social de criar un hijo(a) bajo esta situación, esto si se quieren prevenir los efectos nocivos en el largo plazo de tener una sociedad con una prevalencia superior a un tercio de hijos(as) criados por progenitoras que no los desearon.

LITERATURA CITADA

- Barber, J. y East, P. (2009). “Home and parenting resources available to siblings depending on their birth intention status”. In: *Child development*; 80(3): 921-939.
- Brosius, A. L. (2008). “La situación demográfica de los países de estudio”. En: *Transición demográfica, políticas sociales y las cuentas nacionales de transferencia*; pp. 14-18.
- Cochran, W. (1969). *Técnicas de muestreo*. 3ª Impresión. Editorial Continental S.A. D.F. México.
- CONAPO. (2000). *Índice de marginación (1990, 1995, 2000 y 2010)*. D.F. México.

- CONAPO. (2013). San Cristóbal de Las Casas: grado de marginación por AGEB, 2010. México D.F.
- CONAPO. (2014). "Construcción de hipótesis sobre la evolución futura de los fenómenos demográficos". En: Dinámica demográfica 1990-2010 y proyecciones de población 2010-2030.
- CONEVAL. (2010). Mediciones de la pobreza por estado (1990-2010). D.F. México.
- Dibaba, Y., Fantahun, M. y Hindin, M. J. (2013). "The effects of pregnancy intention on the use of antenatal care services: sistematyc riview and meta-analysis". In: Reproductive Health. 10 (50): 1-10.
- Faulín, F. F. J. (2006). Bioestadística amigable. Madrid: Díaz de Santos.
- Foster, D. G., Biggs, M. A., Amaral, G., Brindis, C., Navarro, S., Bradsberry, M. y Stewart, F. (2006). Estimates of Pregnancies Averted through California's Family Planning Waiver Program in 2002. En Perspectives for Sexual and Reproductive Health. 38(3):126–31.
- Goicolea y San Sebastian. (2010). Unintended Pregnancy in the Amazon Basin of Ecuador: a multilevel analysis. En Int J Equity Health;n9:14.
- Hernández, M. F., López. V. R. y Velarde, V. S. I. (2013). "La situación demográfica en México. Panorama desde las proyecciones de población". En: La situación demográfica de México. 2013. CONAPO.
- Hilbe, J. M. (2009). Logistic Regression Models. Chapman & Hall/CRC Press.
- Hosmer, D. y Lemeshow, S. (1989). Applied logistic regression. New York: Wiley.
- Hosmer, D. y Lemeshow, S. (2000). Applied logistic regression. Chichester: Wiley.
- INEGI. (2005). Mujeres y Hombres en Chiapas.
- INEGI. (2011). "Características demográficas". En: Principales resultados del Censo de Población y Vivienda 2010. Chiapas; pp. 1-18.
- INEGI. (2012). "Información estadística. Población". En: Perspectiva estadística de Chiapas. Diciembre 2012; pp. 28-40.
- Juárez, F., Singh, S., Meddow, Z. I. y Wulf, D. (2013). "Embarazo no planeado y aborto inducido". En: Embarazo ni planeado y aborto inducido en México: causas y consecuencias. Guttmacher Institute y Colegio de México; pp. 19-24.
- Langer, G. A. (2003). "Embarazo no deseado y el aborto inseguro: su impacto sobre la salud en México". En Gaceta Médica de México, 139(1): 3-7.

- López de la Cruz, Y. (2010). El arraigo del embarazo indeseado y sus fatídicas consecuencias en las culturas indígenas centroamericanas. En *Revista Cubana de Obstetricia y Ginecología*, 36(10): 15-23.
- McCrary, C. y McNally, S. (2013). The effect of pregnancy intention on maternal prenatal behaviors and parent and child health: results of an Irish cohort study. *Journal of Pediatric and Perinatal Epidemiology*, 27(2): 208-215.
- Shah, P., Balkhair, T., Ohlsson, A., Reyne, J., Scott, F. y Frick, C. (2011). "Intention to become pregnant and low birth weight and preterm birth: a systematic review. En: *Maternal Child Health*. 15: 205-2016.
- Shapiro, M. C., Selwyn, B. J., Smith, D. P. y Sanderson, M. (2005). "Parental pregnancy intention and early childhood stunting: findings from Bolivia", en *International Journal of Epidemiology*. 34(2):387-96.
- Shapiro, M., Selwyn, B. J., Smith, D. P., Sanderson, M. (2007). The impact of pregnancy intention on breastfeeding duration in Bolivia and Paraguay. En *Studies in Family Planning*; 38(3):198-205.
- Singh, A., Singh, A. y Mahapatra, B. (2013). The consequences of unintended pregnancy for maternal and child health in rural India: evidence from prospective data". En: *Maternal Child Health*. 17: 493-500.
- Singh, S., Sedgh, G. y Hussain, R. (2010). "Unintended pregnancy: worldwide levels, trends, and outcomes". En *Studies in family planning*. 41(4):241-50.
- Viqueira, J. P. (1995). "Los Altos de Chiapas: una introducción general". En: Viqueira, PJ y MH, Ruz (edit.). *Chiapas. Los rumbos de otra historia*. UNAM, CIESAS, CEMCA Universidad de Guadalajara, pp. 219-236.

Síntesis curricular

Gerardo Núñez Medina

Doctor en demografía por la Universidad Autónoma de Barcelona. Maestro en demografía por el Colegio de México y Actuario por la facultad de ciencias de la UNAM. Director de investigación del Consejo de Investigación y Evaluación de la Política Social del Estado (CIEPSE), Chiapas. Circuito Abutilon 378, Cluster II, Bonanza. Tuxtla Gutiérrez. Chiapas. C.P. 29020. Correo electrónico: gerardo.nm1@gmail.com. Tel: 961 206 5252.

María Georgina Rivas Bocanegra

Doctora en Ciencias en Ecología y Desarrollo Sustentable por Colegio de la Frontera Sur. Profesora Titular de la Universidad de Ciencias y Artes de Chiapas (UNICACH). Alamedas 23, San Cristobal de las Casas, Chiapas 29200. Correo electrónico: georgina.rivas@unicach.mx. Tel. 967 678 7608.

Hilda María Jiménez Acevedo

Doctora en Desarrollo Social por la Universidad de Londres, Inglaterra. Profesor de Tiempo Completo en la Universidad Autónoma de Chiapas (UNACH). Privada las Terraza 1155, Tuxtla Gutiérrez. Chiapas C.P. 29060. Correo electrónico: luzhec10@hotmail.com. Tel. 961 61 10844.