

Formas de inicio en la prostitución en menores Latinoamericanas

Pathways to prostitution in Latin american underage girls

Izcara Palacios, Simón Pedro^{1,*}; Moral de la Rubia, José² y Andrade Rubio, Karla Lorena³

Resumen:

Este artículo, sustentado en entrevistas con 106 mujeres de México y Centroamérica, tiene como objetivo analizar los factores que conducen a las formas de inicio forzado y no forzado en la prostitución juvenil. La presente investigación fue de tipo descriptivo-correlacional con base en sus objetivos y cuantitativa por su enfoque analítico y tipo de análisis de datos usado. El tipo de instrumento utilizado fue la entrevista individual y se empleó un muestreo intencional. Concluimos que el inicio temprano se asocia con formas forzadas, mientras que tener un mayor número de padres ausentes se asocia con formas no forzadas. El número de hermanos, la edad cuando se tuvo el primer hijo y el orden de nacimiento fueron independientes de la forma de inicio en la prostitución. Por otra parte, vivir en un hogar donde están presentes los dos progenitores se asoció a un inicio forzado en la prostitución.

Abstract:

This article, based on interviews with 106 women from Mexico and Central America, aims to analyze the factors that lead to forced and non-forced forms of juvenile prostitution. This research was descriptive-correlational based on their goals and quantitative by its analytical approach and type of data analysis used. The type of instrument utilized was the individual interview and a purposeful sampling was used. We conclude that an earlier age at entry into prostitution is associated with forced forms, whereas having a larger number of absent parents is associated with non-forced forms. The number of siblings, the age at which the first child was born and the order of birth were independent of the form of entry into prostitution. On the other hand, living in a home from which the parents are present was associated with a forced initiation in prostitution.

Palabras Clave: *Menores de edad, prostitución, trata de personas, México, Centroamérica, Estados Unidos.*

Keywords: *Underage girls, prostitution, sex trafficking, Mexico, Central America, United States.*

¹Unidad Académica Multidisciplinaria de Ciencias, Educación y Humanidades de la Universidad Autónoma de Tamaulipas, México.

²Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León, México.

³Unidad Académica de Trabajo Social y Ciencias para el Desarrollo Humano de la Universidad Autónoma de Tamaulipas, México.

*Correspondencia: sizcara@uat.edu.mx

En la región de América del Norte la prostitución juvenil¹ alcanza cifras extraordinariamente elevadas (Izcara-Palacios, 2009). El Reporte sobre trata del Departamento de Estado de Estados Unidos (TIP por sus siglas en inglés) ha subrayado que Honduras y Nicaragua son espacios de origen y tránsito; mientras que El Salvador, Guatemala, Belice, México y Estados Unidos son espacios de origen, tránsito y destino de menores, nacionales y foráneas, víctimas de explotación sexual (United States Department of State 2016; Izcara-Palacios, 2017a, 2017b). En Estados Unidos algunos estudios han estimado el número de menores prostituidos/as en una cifra superior a 100 mil personas (Robinson, 1997; Kotrla, 2010) y el número de menores en riesgo de ser prostituidos/as en una cifra superior a 200 mil (Estes & Weiner, 2001). En el caso de México, el TIP ha subrayado el crecimiento de la prostitución de menores en áreas turísticas costeras (Acapulco, Puerto Vallarta y Cancún), y en las ciudades fronterizas del norte (Ciudad Juárez y Tijuana), para satisfacer a turistas sexuales estadounidenses, canadienses, europeos y mexicanos (United States Department of State, 2014). Algunas estimaciones calculan el número de menores prostituidas en una horquilla que se extiende desde 5 mil hasta 16 mil personas (Estes, Gauthier y Azaola, 2008; Katsulis, 2010). En el caso de Centroamérica el aumento de la prostitución adolescente femenina ha sido relacionada con un crecimiento de la cultura de la violencia asociada a las pandillas. Un estudio realizado en Honduras, Nicaragua y Panamá concluyó que pertenecer a una pandilla multiplicaba

El concepto de prostitución juvenil incluye tanto la prostitución infantil, o de niños con menos de 14 años de edad, como la prostitución de menores, o de personas que todavía no cumplieron los 18 años (Reynolds, 2016).

por 18 la probabilidad de que una joven se prostituyese (Rubio, 2008).

El Protocolo de las Naciones Unidas para Prevenir, Reprimir y Sancionar la Trata de Personas, del 14 de noviembre de 2000, ratificado por la mayor parte de los países del mundo, define la prostitución de menores como trata de personas, ya que considera irrelevante el consentimiento de la víctima debido a su minoría de edad (Izcara-Palacios y Andrade-Rubio, 2018). Esta interpretación aparece relacionada con el principio de la intrínseca inalienabilidad de la libertad personal, que imposibilita que una persona consienta su propia explotación (Gallagher, 2010; Izcara-Palacios, 2019). El concepto de trata de personas es más extenso que el de explotación sexual, y no aparece restringido a la prostitución juvenil; pero los esfuerzos en la lucha contra la trata realizados a nivel mundial se han concentrado en la persecución de la prostitución de menores (Hepburn y Simon, 2013; Izcara-Palacios, Moral y Andrade-Rubio, 2017; Izcara-Palacios, 2018b).

Existe una abundante literatura que ha examinado las causas de inicio en la prostitución juvenil. El abuso sexual, emocional y físico en la infancia y el abandono del hogar son los factores más destacados (Seng, 1989; Brannigan y Van Brunschot, 1997; Reid, 2011; Ahrens, Katon, McCarty, Richardson y Courtney 2012; Roe-Sepowitz, 2012). Asimismo, son numerosos los estudios que abordan las formas de inicio (voluntaria o forzada) en la prostitución adulta. Bajo el paradigma de la opresión (Weitzer, 2010) esta distinción resulta irrelevante (Barry, 1979; Farley, 2004; Mackinnon, 2011); como contraste, el paradigma del empoderamiento (Weitzer, 2009) subraya la importancia de la misma (Agustín, 2007; Doezema, 2010; Hua, 2011; Kempadoo, 2015; Andrade-Rubio,

2016). Sin embargo, la literatura que aborda las formas de inicio (forzada o no forzada) en la prostitución juvenil es muy reducida, ya que desde el punto de vista legal el consentimiento de las menores carece de relevancia.

En la región de América del Norte la prostitución juvenil aparece analizada generalmente bajo un enfoque victimista, que niega la dicotomía forzada/no forzada (Baker, 2018; Izcarra-Palacios, 2018a). Predominan los estudios que subrayan que las menores prostituidas carecen de agencia y son siempre víctimas de proxenetas, tratantes, traficantes o clientes, que las inducen a prostituirse a través del engaño, amenazas o violencia (Esteinou, 2013; Goldblatt, Starck, Potenza, Kenney & Sheetz, 2012; Acharya 2009; Estes et al. 2008; Kennedy, Klein, Bristowe, Cooper & Yuille, 2007). Este enfoque victimista se ha acentuado en los últimos años como consecuencia de un cambio en las leyes anti-trata desde una conceptualización transnacional a otra interna/nacional. A modo de ejemplo, en la ley de trata de Estados Unidos del año 2000 (Izcarra-Palacios y Andrade-Rubio, 2016) y en la ley de México del año 2007 (Correa-Cabrera y Sanders-Montandon, 2018) predominaba el enfoque transnacional.

El arquetipo de víctimas de trata eran personas conducidas desde un país extranjero. Como contraste, la reautorización de 2005 de la ley de trata estadounidense y la nueva ley mexicana de 2012 cambian la mirada hacia el interior de la nación. El modelo de víctima deja de ser la mujer foránea engañada, y pasa a ser la menor autóctona prostituida (Izcarra-Palacios y Andrade-Rubio, 2018). Este cambio legal conduce a un incremento del interés académico por el análisis de la prostitución juvenil doméstica, definida “ex ante” como involuntaria (Kotrla, 2010; Musto, 2013;

Goldberg & Moore, 2018).

Como contraste, en Asia los estudios sobre prostitución juvenil abordan con mayor frecuencia la dicotomía forzada/no forzada.

Esto se debe a que la prostitución de menores está más tolerada que en Occidente; lo cual aparece derivado de la noción budista de la separación de alma y cuerpo, y a la pervivencia de la primera en diferentes cuerpos, que contrasta con la noción judeocristiana de la unión de cuerpo y alma en un solo individuo (Rende, 2005). En el sudeste asiático no son infrecuentes los estudios sobre prostitución juvenil voluntaria o no forzada, donde las menores no son presentadas como víctimas (Hwang y Bedford, 2003 y 2004; Orchard 2007; Sano 2012; Montgomery, 2009, 2014 y 2015). Esto no significa que en la región de América del Norte no existan estudios que se aparten del enfoque victimista. En el contexto mexicano encontramos algunos estudios que presentan ejemplos de prostitución juvenil no forzada (Katsulis, 2010; Zhang 2011; Marcus, Horning, Curtis, Sanson y Thompson, 2014). Asimismo, algunos estudios realizados en Estados Unidos cuestionan la conceptualización de la prostitución juvenil bajo el paradigma de la trata de personas. Estos estudios diferencian entre aquellas jóvenes forzadas en la industria del sexo y aquellas que no encontraron otro recurso que prostituirse para poder sobrevivir, y subrayan que solo una minoría de trabajadoras sexuales de cualquier edad encajan con el perfil de personas forzadas por un tercero (Heineman, MacFarlane & Brents, 2012; Baker, 2018).

Este artículo, sustentado en entrevistas realizadas a 106 mujeres de México y Centroamérica prostituidas siendo menores de edad, tiene como objetivo examinar cuáles son los factores conducentes a diferentes for-

mas de inicio (forzada y no forzada) de las menores en el comercio sexual. Las formas forzadas obedecen a la activa acción de reclutamiento de traficantes y proxenetas, y debe ser combatida a través del modelo de justicia criminal. Como contraste, las formas no forzadas obedecen a constricciones estructurales que deben ser combatidas a través de la implementación de políticas públicas de combate a la pobreza y a la desigualdad social. En primer lugar, se examina la metodología y se describe la muestra; a continuación, se analiza el tamaño de los hogares de las entrevistadas, y finalmente se examinan los factores conducentes a diferentes formas de inicio (forzada y no forzada) de las menores en el comercio sexual.

Materiales y métodos

Diseño

La presente investigación fue de tipo descriptivo-correlacional con base en sus objetivos y cuantitativa por su enfoque analítico y tipo de análisis de datos usado. Se usó un diseño ex post facto de corte transversal, ya que no se manipuló ninguna variable y los datos se colectaron en un único punto temporal (Hernández, Fernández y Baptista, 2014).

Participantes

La muestra incidental quedó integrada por 106 participantes, 44 procedían de Guatemala (41.5%), 22 de El Salvador (20.8%), 19 de Honduras (17.9%), 16 de México (15.1%), 3 de Nicaragua (2.9%), 1 de Belice (0.9%) y 1 de Colombia (0.9%). Tres fueron los criterios de inclusión: 1./ Haber nacido en un país latinoamericano, 2./ Haber sido prostituida siendo menor de edad, 3./ Haber sido traficadas en una o más ocasiones hasta México y/o Estados Unidos.

Instrumento de medida

Se aplicó un cuestionario en forma de entrevista individual. Estaba integrado por preguntas con formato de respuesta abierto y cerrado diseñadas para obtener la información necesaria para responder a las preguntas planteadas en el proyecto de investigación. Sus propiedades de confiabilidad y validez no han sido establecidas, como es usualmente en estudios sociológicos, al emplearse cuestionarios diseñados ex proceso, con preguntas muy heterogéneas en sus contenidos y formatos de respuesta (Hernández et al., 2014). Se diseñó una pregunta para cada contenido a explorar. El cuestionario carecía de preguntas repetidas con formulación sinónima o preguntas solapadas en sus contenidos de respuesta. Esto se hizo para minimizar el tiempo de duración de las entrevistas, reducir el efecto de fatiga de las preguntas repetidas sobre el encuestado y evitar suspicacias que despertasen resistencias (Dempsey, Dowling, Larkin & Murphy, 2016). Consecuentemente, no fue posible calcular ningún coeficiente de concordancia de contenidos entre preguntas paralelas para medir la confiabilidad por consistencia interna (Landrum & Garza, 2015).

Procedimiento

Debido al carácter oculto de la población objeto de estudio, el único acercamiento posible fue a través del uso de un muestreo no probabilístico, de modo que se empleó un muestreo intencional. Se recolectó una muestra de mujeres de México y Centroamérica que fueron prostitutas siendo menores de edad. El procedimiento utilizado para seleccionar la muestra fue el muestreo en cadena. Las entrevistas fueron realizadas en diferentes localidades de ocho estados mexicanos (Chiapas, Veracruz, Ciudad de México, San Luis Potosí, Tamaulipas, Nuevo León, Coahuila y Tabas-

co) y en dos estados estadounidenses (Nevada y California) durante los años de 2014 al 2017.

El trabajo de campo se realizó de acuerdo con los lineamientos propuestos por la Organización Mundial de la Salud para investigar este tipo de población (Zimmerman y Watts, 2003). Se obtuvo el consentimiento de participación en el estudio de forma oral, y a cada una de las entrevistas le fue asignado un código con objeto de asegurar el carácter confidencial y anónimo de los datos recabados. Asimismo, con objeto de no influenciar de ningún modo su consentimiento las entrevistadas no recibieron incentivos económicos o de otro tipo por participar en el estudio. Las entrevistadas fueron informadas sobre los objetivos generales del proyecto, sobre la institución que realizaba la investigación, y sobre el carácter anónimo de los datos suministrados. Las participantes accedieron voluntariamente a ser entrevistadas y las entrevistas fueron grabadas y transcritas. Las estrategias utilizadas para lograr la cooperación de las entrevistadas fueron las siguientes: 1) Los datos recabados tenían un carácter anónimo; se instruyó a las entrevistadas para que no mencionasen nombres de personas, y no se recogió ningún dato que revelase la identidad de las interlocutoras ni de otras personas aludidas en la interacción conversacional; 2) Se redactó una guía que partía de los aspectos menos intrusivos, a los cuales las entrevistadas respondían con mayor comodidad, y continuaba con aspectos cada vez más intrusivos; y 3) La relación discursiva con las entrevistadas fue de no confrontación, no se expresaron juicios de valor sobre las respuestas obtenidas ni se forzó la búsqueda de respuestas a preguntas específicas que las entrevistadas rehuían, ya que esto hubiese agrietado el clima de empatía necesario para conducir la en-

trevista. Finalmente, quisiéramos destacar que todos los nombres utilizados en este texto son pseudónimos.

Análisis de datos

Los contrastes fueron bilaterales con nivel de significación de .05. Los cálculos se hicieron con el programa SPSS versión 24. Debido al empleo de un muestreo no probabilístico, se contrastó la aleatoriedad de cada serie de datos (desde su orden de colecta) a través de la prueba de rachas de Wald y Wolfowitz (Siegel y Castellan, 1995).

Las comparaciones de medias por país de origen se hicieron por análisis de varianza de grupos independientes. El supuesto de igualdad de varianza u homocedasticidad se comprobó por la prueba de Levene. En caso de heterocedasticidad, se usó la corrección de Welch. El supuesto de distribución normal se contrastó por la prueba de Kolmogorov y Smirnov con la corrección de Lilliefors. En caso de incumplimiento, el error estándar y el intervalo de confianza se estimaron por el método de muestreo repetitivo (bootstrap) de percentiles con la simulación de 1,000 muestras aleatorias. El tamaño del efecto se calculó por el coeficiente eta al cuadrado (η^2). Siguiendo a Cohen (1988), se consideró que un valor de $\eta^2 < 0.010$ refleja un tamaño del efecto trivial, entre 0.010 y 0.059 pequeño, entre 0.060 y 0.139 mediano y ≥ 0.140 grande. Las comparaciones de medias a posteriori se hicieron con la prueba de Tukey (con el ajuste de Tukey y Kramer para tamaños de muestras desiguales), cuando se pudo asumir homocedasticidad (por la prueba de Levene); en caso de heterocedasticidad, se realizaron con la prueba de Games y Howell. En estas comparaciones, se aplicó la corrección de Bonferroni al nivel de significación (Molina, 2014). Las comparaciones de medias con un

valor fijo (estimaciones de United Nations) se hicieron a través de la prueba t de Student para una muestra.

Se controló estadísticamente la influencia de una tercera variable cuantitativa (edad) al establecer el efecto de una variable cualitativa (país de origen) sobre otra cuantitativa (número de hijos) por análisis de covarianza (análisis de varianza con una covariable). Desde el procedimiento de Modelo Lineal General, el tamaño del efecto del modelo en el análisis de covarianza se estableció por la correlación múltiple corregida al cuadrado (coeficiente épsilon al cuadrado), cuyos puntos de corte interpretativos son los mismos que los del coeficiente eta al cuadrado (Allen, 2017). La relación lineal entre las dos variables cuantitativas del análisis de covarianza se estimó por el coeficiente de correlación producto-momento de Pearson (r). Se interpretó que valores absolutos de $|r| < 0.100$ reflejan una fuerza de asociación trivial, entre 0.100 y 0.299 pequeña, entre 0.300 y 0.499 media, entre 0.500 y 0.699 grande, entre 0.700 y 0.899 muy grande y ≥ 0.900 unitaria (Cohen, 1988).

Con el objetivo de predecir o clasificar cuáles mujeres tuvieron o no un inicio forzado en la prostitución, primero se determinó la significación de los potenciales predictores para evitar introducir variables espurias. Con las variables cualitativas se usó la prueba chi-cuadrado (con la corrección de Yates en caso de tablas 2x2) y con las variables numéricas la prueba t de Student para dos muestras independientes. En este último caso, se estimó el tamaño del efecto por la de g de Hedges y Olkin. Valores de g menores que 0.20 se interpretaron como un tamaño del efecto trivial, entre 0.20 y 0.50 pequeño, entre 0.50 y 0.80 medio y mayor o igual que 0.80 grande

(Allen, 2017). A continuación, se calculó un modelo de regresión logística binaria. Se usó como método de selección, el de pasos hacia delante de probabilidad condicional, al ser uno de los métodos por pasos recomendado, aunque la superioridad de un método sobre otro no está claramente establecida (Zhang, 2016). La bondad de ajuste se contrastó por la prueba de Hosmer y Lemeshow y el tamaño del efecto se calculó por el coeficiente pseudo-R cuadrado de Nagelkerke. Este último estadístico en regresión logística múltiple se interpreta a semejanza de la correlación múltiple al cuadrado de la regresión lineal múltiple, es decir, < 0.020 efecto trivial, entre 0.020 y 0.129 pequeño, entre 0.130 y 0.259 mediano y ≥ 0.260 grande (Cohen, Cohen, West, y Aiken, 2003). Se comprobó la independencia de los residuos por la prueba de rachas de Wald y Wolfowitz, el estadístico de Durbin y Watson (secuencia en orden de su colecta) y la inspección visual del diagrama de dispersión de los residuos (ausencia de tendencia lineal).

Resultados y discusión

Descripción de la muestra

La mitad de las entrevistadas dijeron que habían sido engañadas o forzadas a prostituirse, mientras que la otra mitad señalaron que decidieron ejercer esta actividad de modo no forzado. Las primeras fueron obligadas o engañadas por una figura paterna, un familiar cercano, un novio, un traficante o un proxeneta. Las últimas buscaron y/o aceptaron la invitación de una amiga, un traficante o un pariente que les dijo en qué consistiría el trabajo que realizarían. Estas últimas repetían que nadie las forzó ni engañó, y manifestaban que decidieron trabajar en el comercio sexual porque tenían una necesidad urgente de dar solución

a un problema personal o familiar, y únicamente la prostitución les permitía obtener los recursos económicos que necesitaban. Para aquellas que señalaron que no fueron forzadas la prostitución no fue su primera experiencia laboral; antes trabajaron durante una media de 3.4 años en otras actividades: venta ambulante, agricultura, servicio doméstico, etc. Cuando sus necesidades económicas se incrementaron trataron de buscar empleos mejor remunerados; pero únicamente la prostitución les permitió hacer frente a sus problemas. En los empleos que tuvieron antes de dedicarse al comercio sexual muchas trabajaban hasta quedar extenuadas; pero los ingresos que recibían no eran suficientes para apaciguar su hambre. Como contraste, los ingresos obtenidos de la prostitución sirvieron para sacar a sus hijos, hermanos, y en algunos casos a sus padres enfermos, de una situación de penuria económica. Por lo tanto, no se arrepentían de su decisión de trabajar en la prostitución. Esto aparecía reflejado en expresiones como: “A mí no me quedaba de otra, tenía que trabajar o morirme de hambre” (G. Rodríguez, entrevista en profundidad, 17 de septiembre de 2012); “no me engañaron, lo hice porque necesitaba dar que comer a mis hijas” (M. Sánchez, entrevista en profundidad, 15 de julio de 2015); “no era agradable hacerlo; pero mi hijo necesitaba comer, por eso lo hice” (A. Muñoz, entrevista en profundidad, 30 de diciembre de 2015) o “la primera vez no me obligaron a trabajar en la prostitución, yo lo hice porque así lo quise hacer, no me engañaron, así lo hice porque necesitaba” (S. Fernández, entrevista en profundidad, 17 de marzo de 2015).

Todas las entrevistadas fueron prostituidas siendo menores de edad; sin embargo, cuando se realizó la entrevista las edades de las participantes se extendían desde los 18

hasta los 48 años de edad con una media de 26.36 años y una desviación estándar de 7.08.

La edad media de las entrevistadas cuando fueron prostituidas por primera vez era de 14.9 años. El 41.5% fueron prostituidas por primera vez en Estados Unidos, el 28.3% en México y únicamente un 30.2% lo fueron en Centroamérica, aunque un 84% de las entrevistadas procedían de países centroamericanos. Al momento de la entrevista habían sido prostituidas durante un promedio de 11.5 años. El 30.2% de las mujeres habían sido prostituidas en Centroamérica, 96.2% en México y 86.8% en Estados Unidos. Las mujeres mexicanas habían sido prostituidas principalmente en México, y las centroamericanas principalmente en México y Estados Unidos.

Tamaño familiar y prostitución

El tamaño familiar ha sido considerado como una de las variables explicativas de la prostitución juvenil debido a factores económicos y afectivos. La literatura académica subraya que las familias de mayor tamaño presentan un estatus socioeconómico más bajo y mayores dificultades para satisfacer las necesidades de subsistencia que las familias que tienen un menor número de hijos (Tygart, 1991; Mamun, Hossain, Uddin, Khan y Alam, 2016; Nasir, Zamani, Ismail, Yusoooff y Khairuddin 2010; Dada, 2013). Estudios realizados en sociedades poco desarrolladas concluyen que un incremento en el tamaño familiar se traduce en un aumento de la probabilidad de que las adolescentes sean prostituidas con objeto de contribuir a la economía familiar (Adebola y Adebola, 2015; Busari, 2016; Khatun y Jamil, 2013; Sorsa y Abera, 2006; Dada, 2013).

El tamaño familiar también ha sido asociado a una mayor vulnerabilidad de las menores a ser traficadas con fines de explotación sexual (Busari, 2016; Olooto y Oladeji,

2017). Asimismo, en las familias de menor tamaño los lazos afectivos entre padres e hijos son más estrechos que en las familias más numerosas (Nye, 1958). Por otra parte, la erosión de los lazos afectivos es más pronunciada en las familias donde las madres han tenido hijos de diferentes parejas (Rosenbaum, 1989). En este sentido, se puede concluir que la literatura académica subraya que las menores procedentes de familias numerosas de bajo estatus socioeconómico donde los lazos afectivos están más deteriorados, especialmente cuando los hijos no son de la misma pareja, es más probable que incurran en la prostitución.

El número de hijos

Al contrastar la aleatoriedad de la serie de datos sobre el número de hijos, se mantuvo la hipótesis nula de aleatoriedad tanto en la muestra total como en las submuestras por país de origen a través de la prueba de rachas (véase tabla 1).

La media aritmética de hijos varió de 2.69 entre las mujeres mexicanas a 0.47 entre las mujeres hondureñas con una media total de 1.11 hijos. Excluidos los casos únicos de Belice y Colombia, las varianzas de las cinco grupos por país de origen fueron estadísticamente equivalentes por la prueba de Levene ($F[4, 99] = 0.488, p = 0.745$). Al comparar las medias del número de hijos entre los cinco grupos hubo diferencia significativa ($F[4, 99] = 16.111, p < 0.001$) con un tamaño de efecto grande ($\eta^2 = 0.394$).

Al realizar las comparaciones a posteriori por la prueba de Tukey, considerando la corrección de Bonferroni para el nivel de significación ($\alpha = 0.005$) y generando los intervalos de confianza por el método de bootstrap, al no mantenerse el supuesto de distribución normal (prueba de Kolmogorov-Smirnov-Lilliefors: $|D_{max}| = 0.220, p < 0.001$), la media de hijos entre las mujeres mexicanas fue significativamente mayor en comparación con los demás grupos (El Salvador: $DM = -1.733, IC \text{ del } 99.5\% [-2.615, -$

Tabla 1.

Aleatoriedad de la serie de datos del número de hijos en la muestra total y por submuestra de país de origen

País	n	$n_0 (< M)$	$n_1 (\geq M)$	R	Z	p
1 = El Salvador	22	7	15	11		> 0.05
2 = Guatemala	44	18	26	17	-1.51	0.132
3 = Honduras	19	12	7	8		> 0.05
4 = Nicaragua	3	2	1	2		0.667
5 = México	16	6	10	9		> 0.05
Total	106	43	63	52	0.02	0.982

n = número total de valores, $n_0 (< M)$ = número de valores menores que la media aritmética, $n_1 (\geq M)$ = número de valores mayores o iguales que la media aritmética, R = número de rachas, Z = formula del estadístico de contraste para una aproximación a la distribución normal, p = probabilidad asintótica bilateral para Z. Si n_0 y $n_1 \leq 20$, se usaron las tablas que establecen el límite inferior y superior de rachas para los niveles de significación de 0.05 (Siegel y Castellan, 1995). En el caso de Nicaragua, se usó la probabilidad exacta puntual, al no existir tabulación para $n_{menor} = 1$ y $n_{mayor} = 2$. Fuente: elaborada por los autores con los datos de las entrevistas

0.745]; Guatemala: DM = -1.778, IC del 99.5% [-2.566, -0.909]; Honduras: DM = -2.214, IC del 99.5% [-3.027, -1.236]; y Nicaragua: DM = -2.021, IC del 95% [-3.333, -0.357]). Las restantes seis comparaciones no fueron significativas (véase la tabla 2).

La media de hijos fue significativamente mayor que el parámetro poblacional en México para 2012 entre las mujeres mexicanas, pero significativamente menor que el parámetro para su país en 2012 entre las mujeres de El Salvador, Guatemala y Honduras, y equivalente entre las mujeres nicaragüenses (véase tabla 3).

Tabla 2.
Comparación del número de hijos por país de origen

País de origen	N	M [IC del 95%]	Comparación	DM [IC del 99.5%]	p
1=El Salvador	22	0.95 [0.58, 1.36] ^a	M ₁ - M ₂	0.05 [-0.61, 0.84] ^b	0.999
2=Guatemala	44	0.91 [0.64, 1.19] ^a	M ₁ - M ₃	0.48 [-0.28, 1.41] ^b	0.417
3=Honduras	19	0.47 [0.17, 0.77] ^a	M ₁ - M ₄	0.29 [-1.33, 1.53] ^c	0.984
4=Nicaragua	3	0.67 [-2.20, 3.54] ^b	M ₁ - M ₅	-1.73* [-2.62, -0.75] ^b	<0.001
5=México	16	2.69 [2.29, 3.08] ^a	M ₂ - M ₃	0.44 [-0.22, 0.99] ^b	0.383
Total	106	1.11 [0.90, 1.35] ^a	M ₂ - M ₄	0.24 [-1.30, 1.23] ^c	0.991
			M ₂ - M ₅	-1.78* [-2.57, -0.91] ^b	<0.001
			M ₃ - M ₄	-0.19 [-1.85, 0.87] ^c	0.997
			M ₃ - M ₅	-2.21* [-3.03, -1.24] ^b	<0.001
			M ₄ - M ₅	-2.02* [-3.33, -0.36] ^c	0.004

N = número de casos, M = media aritmética con un intervalo de confianza (IC) del 95% estimado por bootstrap con la extracción de: (a) 1000 muestras aleatorias y (b) 959 muestras. Comparaciones a posteriori (dos a dos), usando la prueba de Tukey con la corrección de Bonferroni para el nivel de significación y generando los intervalos de confianza por el método Bootstrap. DM = diferencia media con un intervalo de confianza (IC) del 99.5% estimado por bootstrap con la extracción de: (a) 1000 muestras aleatorias, (b) 860 muestras y (c) 815 muestras, p = significación o probabilidad en el contraste bilateral en la prueba de Tukey con la corrección para muestras desiguales. * La diferencia de medias fue significativa en el nivel .005. Fuente: elaborada por los autores con los datos de las entrevistas

Tabla 3.

Comparación de la media del número de hijos de cada muestra con el parámetro

País de origen	μ_{2012}	t	gl	p	DM [IC del 95%]
El Salvador	1.84	-4.372	21	< 0.001	-0.885 [-1.269, -0.440] ^a
Guatemala	3.18	-16.101	43	< 0.001	-2.271 [-2.513, -2.010] ^a
Honduras	2.59	-13.241	18	< 0.001	-2.116 [-2.408, -1.790] ^a
Nicaragua	2.50	-2.750	2	0.111	-1.833 [-4.702, 1.035] ^b
México	2.11	2.912	15	0.011	0.578 [0.168, 0.967] ^a
Total	2.23	-10.388	105	< 0.001	-1.117 [-1.352, -0.919] ^a

μ_{2012} = Media poblacional del número de hijos para 2012 extraída de United Nations (varios años). Demographic Yearbook. New York: Publishing Division United Nations. t = estadístico t de Student para una sola muestra, gl = grados de libertad, p = probabilidad bilateral para la hipótesis nula de diferencia de 0, DM = diferencia media, IC = intervalo de confianza de la diferencia media: ^a = estimado por muestreo repetitivo con la extracción de 1000 muestras, y ^b = estimado bajo un modelo de distribución normal. Fuente: elaborada por los autores con los datos de las entrevistas

La media de edad fue diferencial entre las cinco muestras ($F[4, 99] = 46.271, p < .001$). El tamaño del efecto del país de origen sobre la edad fue grande ($\eta^2 = 0.652$). Al cumplirse el supuesto de igualdad de varianza (Prueba de Levene: $F[4, 99] = 0.919, p = .456$), se hicieron las comparaciones por pares a posteriori por el método de Tukey, estimando los intervalos de confianza por el método bootstrap con la corrección de Bonferroni ($\alpha = 0.005$), al no cumplirse el supuesto de distribución normal (prueba de Kolmogorov-Smirnov-Lilliefors: $|D_{max}| = 0.209, p < 0.001$). La media de edad de las mujeres mexicanas fue significativamente mayor que la de los otros cuatro grupos, y la media de edad de Honduras fue significativamente menor que la de los otros cuatro grupos (véase tabla 4). Cabe señalar que la distribución de la serie de datos sobre la edad fue aleatoria tanto en la muestra total ($n_0 = 73, n_1 = 33, R = 40, Z = -1.47, p = 0.141$) como en las muestras por países de origen (El Salvador: $n_0 = 15, n_1 =$

$7, R = 10, p > 0.05$; Guatemala: $n_0 = 23, n_1 = 21, R = 18, Z = -1.36, p = 0.173$; Honduras: $n_0 = 13, n_1 = 6, R = 8, p > 0.05$; Nicaragua: $n_0 = 2, n_1 = 1, R = 2, p = 0.667$ exacta puntual; y México: $n_0 = 5, n_1 = 11, R = 10, p > 0.05$).

La fuerza de asociación lineal entre la edad y el número de hijos fue muy grande ($r = 0.792, IC \text{ del } 95\% [0.712, 0.856]$ por bootstrap con la extracción de 1000 muestras), con una varianza compartida de 62.7%. Al controlar estadísticamente la edad por medio de un análisis de covarianza, el efecto de país de origen sobre el número de hijos no fue significativo ($F[4, 98] = 0.452, p = 0.771$), cuando sí lo fue la covariable edad ($F[1, 98] = 65.271, p < 0.001$), siendo el tamaño del efecto grande ($R^2_{aj} = 0.618$). Por tanto, el efecto del país de origen sobre el número de hijos es un efecto espurio debido a la influencia de una tercera variable que es la edad. En estas mujeres de México y Centroamérica en edad fértil y que se decidan al sexo comercial, el

número de hijos se incrementa según aumenta su edad con independencia de su país de origen, alcanzando una media de hijos significativamente mayor a la media poblacional presente.

El número de hermanos

En la muestra total, la media del número de hermanos fue 5.81. Al comparar la media del número de hermanos entre los cinco grupos

por país de origen (excluidos los casos únicos de Belice y Colombia), no se pudo asumir igualdad de varianzas (prueba de Levene: $F[4, 99] = 2.587, p = 0.041$), ni distribución normal ($\max |D| = 0.129, p < 0.001$), por lo que se usó la prueba robusta a la desigualdad de medias de Welch para el análisis de varianza y los intervalos de confianza se estimaron por el método de muestreo repetitivo con la extracción de 1000 muestras.

Tabla 4.
Comparación de las medias de edad por país de origen

País de origen	N	M [IC del 95%]	Comparación	DM [IC del 99.5%]	p
1=El Salvador	22	25.27 [23.63, 27.48] ^a	M ₁ - M ₂	1.23 [-1.01, 3.63] _b	0.810
2=Guatemala	44	24.05 [22.90, 25.24] ^a	M ₁ - M ₃	3.17 [0.80, 5.96] ^b	0.138
3=Honduras	19	22.11 [20.55, 23.83] ^a	M ₁ - M ₄	0.61 [-1.58, 2.96] _c	0.999
4=Nicaragua	3	24.67 [24.33, 25.50] ^b	M ₁ - M ₅	-14.35 [-17.68, -10.67] ^b	<0.001
5=México	16	39.63 [36.78, 42.38] ^a	M ₂ - M ₃	1.94 [0.01, 3.95] ^b	0.475
Total	106	26.36 [25.08, 27.75] ^a	M ₂ - M ₄	-0.62 [-2.18, 0.86] ^c	0.999
			M ₂ - M ₅	-15.58 [-18.67, -12.44] ^b	<0.001
			M ₃ - M ₄	-2.56 [-4.52, -0.56] ^c	0.873
			M ₃ - M ₅	-17.52 [-20.74, -14.18] ^b	<0.001
			M ₄ - M ₅	-14.96 [-17.99, -11.77] ^c	<0.001

N = número de casos, M = Media aritmética con un intervalo de confianza (IC) del 95% estimado por bootstrap con la extracción de: (a) 1000 muestras aleatorias y (b) 952 muestras. Comparaciones a posteriori (dos a dos), usando la prueba de Tukey con la corrección de Bonferroni para el nivel de significación y generando los intervalos de confianza por el método Bootstrap. DM = diferencia media con un intervalo de confianza (IC) del 99.5% estimado por bootstrap con la extracción de: (a) 1000 muestras aleatorias, (b) 855 muestras y (c) 815 muestras, p = significación o probabilidad en el contraste bilateral en la prueba de Tukey con la corrección para muestras desiguales. Fuente: elaborada por los autores con los datos de las entrevistas.

Por la prueba de Welch, hubo diferencia significativa en la media del número de hermanos entre los cinco grupos ($F[4, 14.733] = 4.517, p = 0.014$). El tamaño del efecto del país de origen sobre el número de hermanos fue grande ($\eta^2 = 0.156$). Al hacer las comparaciones por la prueba de Games-Howell, con la corrección de Bonferroni para el nivel de significación ($\alpha = 0.005$), el número de hermanos de las mujeres nicaragüenses fue menor que el de las mujeres guatemaltecas (DM = 2.114, IC del 95.5% [0.616, 3.623] y el de las mujeres hondureñas (DM = 1.895, IC del 95.5% [0.164, 3.385]) (véase la tabla 5).

La edad de las mujeres fue independiente del número de hermanos ($r = 0.167, p = 0.087$), por lo que las comparaciones de medias siguieron siendo significativas, al controlar estadísticamente la edad. La distribución de la serie de datos sobre la número de hermanos fue aleatoria tanto en la muestra total ($n_0 = 45, n_1 = 61, R = 50, Z = -0.558, p = 0.577$) como en las muestras por países de origen (El Salvador: $n_0 = 11, n_1 = 11, R = 8, p > 0.05$; Guatemala: $n_0 = 25, n_1 = 19, R = 23, Z < 0.01, p = .999$; Honduras: $n_0 = 7, n_1 = 12, R = 12, p > 0.05$; Nicaragua: $n_0 = 2, n_1 = 1, R = 2, p = 0.667$ exacta puntual; y México: $n_0 = 9, n_1 = 7, R = 6, p > 0.05$).

Tabla 5.

Comparación de la media del número de hermanos por país de origen

País de origen	N	M [IC del 95%]	Comparación	DM [IC del 99.5%]	p
1=El Salvador	22	4.45 [3.37, 5.54] ^a	$M_1 - M_2$	-1.66 [-3.27, 0.24] ^b	0.024
2=Guatemala	44	6.11 [5.59, 6.64] ^a	$M_1 - M_3$	-1.44 [-3.06, 0.41] ^b	0.186
3=Honduras	19	5.89 [5.18, 6.61] ^a	$M_1 - M_4$	0.46 [-1.54, 2.48] ^c	0.993
4=Nicaragua	3	4.00 [1.52, 6.48] ^b	$M_1 - M_5$	-2.61 [-4.86, 0.15] ^b	0.002
5=México	16	7.06 [5.46, 8.66] ^a	$M_2 - M_3$	0.22 [-1.01, 1.62] ^b	0.995
Total	104	5.81 [5.37, 6.24] ^a	$M_2 - M_4$	2.11 [0.62, 3.62] ^c	0.440
			$M_2 - M_5$	-0.95 [-3.14, 1.28] ^b	0.527
			$M_3 - M_4$	1.89 [0.16, 3.39] ^c	0.589
			$M_3 - M_5$	-1.17 [-3.54, 0.90] ^b	0.469
			$M_4 - M_5$	-3.06 [-5.32, -0.91] ^c	0.143

N = número de casos, M = Media aritmética con un intervalo de confianza (IC) del 95% estimado por bootstrap con la extracción de: (a) 1000 muestras aleatorias y (b) 950 muestras. Comparaciones a posteriori (dos a dos), usando la prueba de Games-Howell con la corrección de Bonferroni para el nivel de significación y generando los intervalos de confianza por el método Bootstrap. DM = diferencia media con un intervalo de confianza (IC) del 99.5% estimado por bootstrap con la extracción de: (a) 1000 muestras aleatorias, (b) 842 muestras y (c) 792 muestras, p = significación o probabilidad en el contraste bilateral en la prueba de Tukey con la corrección para muestras desiguales. Fuente: elaborada por los autores con los datos de las entrevistas

El número de hermanos de estas mujeres que se dedican a la prostitución fue significativamente mayor que el número de hijos en las mujeres de su país de origen en 1990 (generación de las madres), salvo entre las mujeres nicaragüenses que fue equivalente al poblacional (véase la tabla 6).

Predicción de la forma de inicio en la prostitución juvenil.

El derecho internacional no otorga ningún tipo de relevancia a la forma de inicio en la prostitución juvenil. Por definición toda forma de inicio es forzada, ya que ninguna persona menor de edad tiene la capacidad para consentir.

Esta es la posición dominante dentro de la comunidad académica (Izcara-Palacios, 2018a). Sin embargo, un reducido grupo de autores, que podríamos incluir dentro el paradigma del empoderamiento, distinguen entre las formas voluntaria y forzada de inicio en la prostitución juvenil. Estos autores subrayan la agencia de los menores en el comercio sexual, y rechazan que no tengan capacidad para consentir, al mismo tiempo que cuestionan la prohibición de la prostitución juvenil como constructo legal e ideológico. Para estos autores, la edad no constituye un criterio universalmente válido para marcar la madurez de una persona.

Tabla 6.
Comparación de la media del número de hermanos de cada muestra con el parámetro de su población en 1990

País de origen	μ_{1990}	t	gl	p	DM [IC del 95%]
El Salvador	3.31	2.196	21	0.039	1.145 [0.171, 2.189] ^a
Guatemala	5.38	2.816	43	0.007	0.734 [0.195, 1.287] ^a
Honduras	4.74	3.385	18	0.003	1.155 [0.393, 1.760] ^a
Nicaragua	3.42	1.005	2	0.421	0.580 [-1.904, 3.064] ^b
México	3.75	4.418	15	< 0.001	3.313 [1.893, 4.749] ^a
Total	3.88	11.384	105	< 0.001	2.441 [2.035, 2.865] ^a

μ_{1990} = Media poblacional del número de hijos para 2012 extraída de United Nations (varios años). Demographic Yearbook. New York: Publishing Division United Nations. t = estadístico t de Student para una sola muestra, gl = grados de libertad, p = probabilidad bilateral para la hipótesis nula de diferencia de 0, DM = diferencia media, IC = intervalo de confianza de la diferencia media: ^a = estimado por muestreo repetitivo con la extracción de 1000 muestras, y ^b = estimado bajo un modelo de distribución normal. Fuente: elaborada por los autores con los datos de las entrevistas

Tabla 7.
Estadísticos descriptivos y ajuste a una distribución normal

Est.	Edad al inicio	Nº de hermanos	Nº de hijos	Edad al 1 hijo	Orden nacimiento	No. padres ausentes
N	106	106	106	67	99	106
M	14.87 [14.59, 15.15]	5.82 [5.41, 6.26]	1.11 [0.90, 1.35]	16.34 [15.72, 16.97]	2.34 [2.01, 2.68]	0.75 [0.58, 0.90]
Mdn	15	6	1	15	2	1
DE	1.651	2.207	1.107	2.700	1.642	0.769
Mín	10	1	0	13	1	0
Máx	17	13	4	26	8	2
A	-0.34 [-0.68, 0.003]	0.291 [-0.50, 0.87]	0.760 [0.40, 1.11]	1.213 [0.54, 1.75]	1.208 [0.74, 1.67]	0.474 [0.19, 0.82]
C	-0.684 [-1.32, 0.10]	1.321 [-0.27, 2.57]	-0.266 [-0.96, 0.66]	1.541 [-0.75, 4.08]	0.780 [-0.71, 2.58]	-1.157 [-1.47, -0.60]
D	0.150	0.129	0.220	0.198	0.239	0.287
p	< 0.001	< 0.001	< 0.001	< 0.001	< 0.001	< 0.001

N = número de casos, M = media aritmética con un intervalo de confianza del 95% estimado por bootstrap con la extracción de 1,000 muestras, Mdn = mediana, DE = desviación estándar, Mín = valor mínimo, Max = valor máximo, A = coeficiente de asimetría de Fisher, C = coeficiente de curtosis de Fisher, |D| = diferencia máxima absoluta de la prueba de Kolmogorov-Smirnov, p = probabilidad asintótica bilateral desde las tablas de Lilliefors. Fuente: elaborada por los autores

Por lo tanto, rechazan el discurso dominante que equipara la sexualidad de los menores con el abuso sexual, al mismo tiempo que defienden la autonomía de las jóvenes (Pheterson, 2004; Garaizábal, 2004; Agustín, 2005; De Sas Kropiwnicki, 2012; Marcus et al., 2014).

La muestra estudiada estuvo constituida por un grupo de 53 mujeres con inicio forzado y 53 con inicio no forzado. De este modo, se contó con el mismo número de casos al comparar ambos grupos para encontrar los correlatos o variables asociadas con la forma de inicio en la prostitución. Las comparaciones de frecuencia por país de origen se hicieron por la prueba chi-cuadrado y las comparaciones de medias en las variables numéricas por la prueba t de Student. Las distribuciones

de la edad de inicio, número de hermanos, número de hijos, edad en que se tuvo al primer hijo, orden de nacimiento y número de padres ausentes (variables numéricas discretas) no se ajustaron a una curva normal por la prueba de Kolmogorov y Smirnov con la corrección de Lilliefors (véase la tabla 7). Debido al incumplimiento del supuesto de normalidad, los intervalos de confianza de las diferencias medias se estimaron por el método bootstrap.

Las frecuencias o medias fueron estadísticamente equivalentes entre los dos grupos de inicio en la prostitución, y por ende no hubo asociación con el país de origen ($\chi^2[4, N = 104] = 3.512, p = 0.476$), edad ($t[104] = 1.462, p = 0.147$), número de hermanos ($t[104] = -0.658, p = 0.512$), edad al momento

de tener el primer hijo ($t[65] = -0.526$, $p = 0.601$) y orden de nacimiento ($t[97] = 1.043$, $p = 0.299$). Incluso, si se dicotomiza la variable orden de nacimiento, en primer lugar y otro lugar de nacimiento (primogenitura: 1 = sí y 2 = no), tampoco se halla relación significativa entre la forma de inicio en la prostitución ($\chi^2[1, N = 99] = 0.018$, $p = 0.893$, con la corrección de continuidad de Yates: $\chi^2[1, N = 99] = 0$, $p = 1$) (véase tabla 8).

Las diferencias de medias fueron significativas y por tanto hubo relación significativa con tres variables: la edad de inicio en la prostitución ($t[104] = 5.615$, $p < .001$), con un tamaño del efecto grande (g de Hedges = 1.09, IC del 95% [0.67, 1.49]); el número de padres ausentes ($t[104] = 3.014$, $p = .003$), con un tamaño de efecto medio (g de Hedges = 0.54, IC del 95% [0.15, 0.92]); y el número de hijos ($t[104] = 2.519$, $p = .013$), con un tamaño del efecto pequeño (g de Hedges = 0.42, IC del 95% [0.03, 0.80]). Debe señalarse que al controlar estadísticamente la edad de las mujeres, el efecto de estas tres variables continuó significativo: $F[1, 103] = 29.046$, $p < 0.001$ para edad de inicio, $F[1, 103] = 8.449$, $p = .004$ para número de padres ausentes y $F[1, 103] = 4.789$, $p = .031$ para número de hijos. Por tanto, una menor edad de inicio, mayor número de padres ausentes y menor número de hijos se relacionan sustantivamente con un inicio forzado en la prostitución (véase la tabla 8).

Se predijo la forma de inicio con las tres variables con relación significativa, usando regresión logística binaria por el método de pasos hacia delante de probabilidad condicional. De las tres variables sólo dos fueron retenidas: edad de inicio y número de padres ausentes (véase tabla 9). El modelo fue significativo por la pruebas ómnibus de coeficientes

($\chi^2[2, N = 106] = 38.279$, $p < 0.001$), mostró bondad de ajuste por la prueba de Hosmer y Lemeshow ($\chi^2[7, N = 106] = 8.469$, $p = 0.293$) y explicó el 40.3% de la varianza de la variable predicha binaria por el coeficiente pseudo-R cuadrado de Nagelkerke. Clasificó de forma correcta al 75.5% de las participantes, con mayor especificidad (42 de las 53 mujeres [79.2%] sin inicio forzado) que sensibilidad (38 de las 53 mujeres [71.1%] con inicio forzado). Por cada año de incremento en la edad de inicio disminuye en 2.2 veces la probabilidad de inicio forzado (OR = 0.452, IC del 95% [0.322, 0.634]).

El discurso de aquellas menores que habían sido prostituidas a una edad más temprana difería del de aquellas que lo hicieron a una edad mayor. Las primeras tenían una conciencia más clara de que fueron engañadas o forzadas a prostituirse, y guardaban rencor hacia las personas que las conminaron a prostituirse. Esto aparecía reflejado en expresiones como: “la madrota sabía los problemas que teníamos y que mi mamá nos había dejado, ella sabía mucho de nosotras porque yo le platicaba, y ese fue un error; así, no me dejó que me saliera de trabajar y seguí ahí con ella trabajando en la prostitución hasta que tuve 20 años” (F. García, entrevista en profundidad, 29 de mayo de 2013); “yo llegaba a llorar mucho, y a querer regresar con mi familia, quería regresar e incluso extrañaba la pobreza; me decía que aunque mal comiera, pero no quería estar haciendo eso” (R. Gomaríz, entrevista en profundidad, 16 de marzo de 2015); “yo lo hice cuando tenía apenas 12 años, en esa edad estaba cuando tuve que hacerlo porque mi mamá me obligaba a hacerlo” (P. Martín, entrevista en profundidad, 17 de marzo de 2015);

Tabla 8.
Comparación de medias entre las mujeres que reportaron inicio forzado y no forzado

Variable	No forzado		Forzado		Student		G Hedges
	N	M	N	M	t	DM	
Edad	53	27.36 [25.50, 29.43]	53	25.36 [23.73, 27.25]	1.46 ^{ns}	2 [-0.58, 4.63]	0.28 [-0.10, 0.66]
Edad inicio	53	15.66 [15.25, 16.02] ^a	53	14.08 [13.69, 14.48] ^a	5.62 ^{***}	1.585 [1.06, 2.11] ^a	1.09 [0.67, 1.49]
No. hermanos	53	5.68 [5.15, 6.23] ^a	53	5.96 [5.33, 6.65] ^a	-0.66 ^{ns}	-0.28 [-1.11, 0.54] ^a	-0.13 [-0.51, 0.26]
No. hijos	53	1.38 [1.06, 1.69] ^a	53	0.85 [0.60, 1.12] ^a	2.52 [*]	0.53 [0.10, 0.93] ^a	0.42 [0.03, 0.80]
Edad al 1 hijo	40	16.20 [15.33, 17.12] ^a	27	16.56 [15.68, 17.50] ^a	-0.53 ^{ns}	-0.36 [-1.64, 0.92] ^a	-0.13 [-0.62, 0.36]
Orden nacim.	48	2.52 [2.02, 3.02] ^a	51	2.18 [1.78, 2.63] ^a	1.04 ^{ns}	0.34 [-0.31, 0.99] ^a	0.21 [-0.18, 0.59]
Padres ausentes	53	0.96 [0.78, 1.15] ^a	53	0.53 [0.32, 0.75] ^a	3.01 ^{**}	0.43 [0.17, 0.71] ^a	0.54 [0.15, 0.92]

N = número de casos, M = media aritmética con un intervalo de confianza del 95% estimado por bootstrap con la extracción de 1000 muestras, t = estadístico de la prueba t de Student para dos muestras independientes con su significación en contraste a dos colas: ns (no significativo) $p > 0.05$, * $p < 0.05$, $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. DM = diferencia media con un intervalo de confianza del 95% estimado por bootstrap con la extracción de 1000 muestras, g de Hedges = estadístico de tamaño de efecto con un intervalo de confianza del 95% y con su corrección de asimetría. Fuente: elaborada por los autores con los datos de las entrevistas

Tabla 9.
Modelo de regresión logística binaria

Variable	B	EE	Wald	gl	p	OR [IC del 95%]
Edad de inicio	-0.794	0.173	21.184	1	< 0.001	0.452 [.322, .634]
No. de padres ausentes	-1.042	0.331	9.922	1	0.002	0.353 [.184, .675]
Constante	12.603	2.675	22.193	1	< 0.001	297475.959

B = coeficiente de regresión logística, EE = error estándar, Wald = estadístico de contraste de la prueba Wald, gl = grados de libertad, p = probabilidad del contraste bilateral de la hipótesis nula de $B = 0$, OR = razón de probabilidad con un intervalo de confianza del 95%. Método para estimar los parámetros: pasos hacia adelante por la probabilidad condicional. Fuente: elaborada por los autores con los datos de las entrevistas.

“no me gustaba el trabajo; pero me obligaban a que lo hiciera, no había más que hacer más que trabajar, porque si no hacia lo que me decían me iba mal con la madrota” (V. Iglesias, entrevista en profundidad, 11 de octubre de 2016); “recuerdo la primera vez, me subastaron; me pusieron a consideración de quien pagaba más porque iba a ser la primera vez de sexo mía, no había que discutir por parte de mí, solo dejar que pasaran las cosas y ya era todo, ver, callar y obedecer lo que se dijera en ese momento” (I. Rivera, entrevista en profundidad, 12 de octubre de 2016) o “tenía 12 años cuando lo hice, y fue algo terrible, feo, triste, ni acordarme me gusta” (A. Rubio, entrevista en profundidad, 19 de marzo de 2017). Como contraste, aquellas menores que fueron prostituidas a una edad mayor tendían más a manifestar que no fueron forzadas a prostituirse. Esto aparecía reflejado en expresiones como: “sabía de este trabajo, yo lo hice porque quise hacerlo y porque tenía que trabajar” (S. Montalván, entrevista en profundidad, 10 de julio de 2014); “sí sabía lo que pasaba con las mujeres que a este trabajo se dedicaban, y lo hice por dinero” (B. Polanco, entrevista en profundidad, 11 de julio de 2014); “yo contaba con 17 años, no era agradable hacerlo; pero mi hijo necesitaba comer, por eso lo hice” (N. Pérez, entrevista en profundidad, 30 de diciembre de 2015); “lo hacía porque tenía que trabajar, ganarme lo que me iba a comer y tener donde vivir, no era muy bueno ese trabajo para mí, pero había que trabajar” (E. Gómez, entrevista en profundidad, 28 de julio de 2016).

Aunque, algunas entrevistadas, sobre todo huérfanas, que fueron prostituidas a una edad muy temprana dijeron que nadie las forzó. Una mujer mexicana de 40 años de edad se comparaba con su madre, que las abandonó

a ella y a su hermana menor, y se sentía orgullosa de haberse prostituido a los 13 años de edad para dar de comer a su hija y a su hermana. Ella decía: “no sé qué pensaba mi madre; si yo muy chica le entré a este trabajo por mi hijo el mayor y por darle a mi hermana lo que iba necesitando” (N. Guerrero, entrevista en profundidad, 4 de diciembre de 2013). Asimismo, otra de las entrevistadas trataba de explicar del siguiente modo que no fue forzada a prostituirse a la edad de 10 años. Vivió los primeros años de su vida prácticamente en la calle, donde sufrió dolorosas violaciones. A la edad de 10 años fue acogida por una madrota, que la prostituyó; pero lejos de guardarle rencor, entre ambas se desarrolló un nexo muy estrecho.

“Hice a los 10 años este jale, pero porque la necesidad era mucha. No me entiendes, pero había necesidad. Nadie me ha entendido porque no han vivido lo que yo he tenido que pasar y soportar (...) No me obligaban, yo lo hice porque así lo quise, no me engañaron, yo tenía necesidades y tuve que hacerlo” (P. Díaz, entrevista en profundidad, 26 de julio de 2014).

A su vez, al incrementarse en uno el número de padres ausentes (rango de 0 a 2), la probabilidad de inicio forzado disminuye en 2.8 veces (OR = 0.353, IC del 95% [0.184, 0.675]). Desde el valor medio de una variable predictora, hay una disminución de 0.135 en la probabilidad de tener un inicio forzado por cada incremento unitario en la edad de inicio desde su media ($M = 14.87$), y esa disminución media es de 0.177 por cada incremento unitario en número de padres ausentes desde la media ($M = 0.75 \approx 1$), esto es, al pasar de un padre ausente a dos padres ausentes (véase la tabla 9).

A su vez, al incrementarse en uno el número de padres ausentes (rango de 0 a 2), la probabilidad de inicio forzado disminuye en 2.8 veces (OR = 0.353, IC del 95% [0.184, 0.675]). Desde el valor medio de una variable predictora, hay una disminución de 0.135 en la probabilidad de tener un inicio forzado por cada incremento unitario en la edad de inicio desde su media (M = 14.87), y esa disminución media es de 0.177 por cada incremento unitario en número de padres ausentes desde la media (M = 0.75 \approx 1), esto es, al pasar de un padre ausente a dos padres ausentes (véase la tabla 9).

En hogares donde todos los hermanos son menores de edad, la ausencia de los progenitores, debido a que abandonaron a sus hijos, fallecieron, fueron encarcelados o padecen una enfermedad grave que les impide trabajar, conduce en ocasiones a que una hija asuma la responsabilidad de sacar a la familia adelante decidiendo de modo no forzado trabajar en la prostitución, ya que en esta actividad las menores son más demandadas que las mujeres de mayor edad y llegan a obtener ingresos más elevados que estas últimas. Las menores procedentes de hogares donde están ausentes los progenitores no buscan como primera opción el empleo en el comercio sexual.

En un principio se emplean en otras actividades. Pero, cuando la penuria económica del hogar se deteriora, y los ingresos derivados de empleos como la venta ambulante o el servicio doméstico se tornan insuficientes, las menores se plantean la posibilidad de probar suerte en el trabajo sexual, una actividad que ofrece salarios relativamente elevados. Esta situación aparece ejemplificada en el caso de una joven hondureña de 18 años de edad, que comenzó a trabajar a la edad de 10 años lim-

piando casas debido a que falleció su madre y su padrastro no se hizo cargo de ella ni de sus cinco hermanos de 9, 7, 6, 5 y 3 años de edad. Después de malvivir dos años con el poco dinero que le pagaban las vecinas por ayudarlas en las tareas domésticas, no encontró otra opción que prostituirse a la edad de 12 años para poder seguir subsistiendo, ya que el hambre la carcomía las entrañas. Ella no comía casi nada para que sus hermanos tuviesen algo que llevarse a la boca.

“Les ayudaba a las vecinas a limpiar la casa, así me pagaban y llevaba lo que podían comer mis hermanos. Nada más salía para comer, y cuando fue pasando el tiempo ni para eso se alcanzaba (...) Estábamos pobres, no nos alcanzaba para nada, y lo malo era que a veces no salía para nada de comer, así andábamos, yo llegaba a no comer porque prefería que comieran ellos mis hermanos. Cuando ya estaba en esa situación fue que tuve que llegar a prostituirme, vivir de mi cuerpo para llevar que comer a mis hermanos” (A. Guzmán, entrevista en profundidad, 28 de diciembre de 2015).

Con respecto al supuesto de baja colinealidad entre los predictores que requiere el uso de regresión logística, la edad de inicio y el número de padres ausentes fueron independientes ($r [106] = 0.003$, IC del 95% por bootstrap [-210, .233], $p = 0.974$); y con respecto al supuesto de independencia de los residuos, éste se sostuvo por la muestra de la rachas de Wald y Wolfowitz, usando como criterio de la mediana (número de rachas = 46, $Z = -1.562$, $p = 0.118$).

Si los datos se secuencian en orden de su colecta, desde el estadístico de Durbin y Watson se obtuvo un valor muy próximo a 2 ($d = 2.126$), mostrando ausencia de correlación serial. A su vez, en el diagrama de dis-

persión al poner en el eje de ordenadas a los residuos (e_t) y en el de abscisas a residuos previos (e_{t-1}), no se observó tendencia lineal (véase la figura 1).

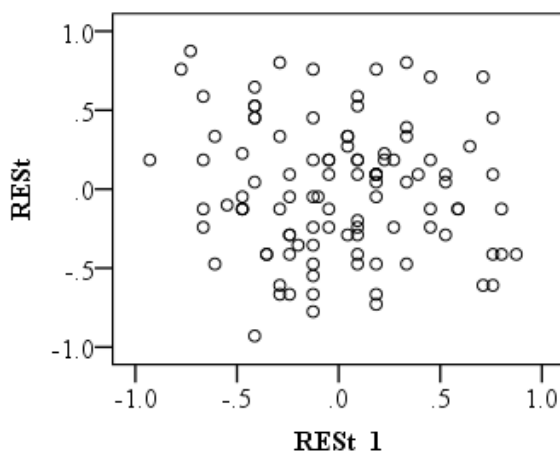


Figura 1. Diagrama de dispersión de las parejas residuo-residuo previo en la secuencia de colecta. Fuente: elaborada por los autores con los datos de las entrevistas.

Conclusiones

La ley refuta cualquier tipo de consentimiento de las menores en el comercio sexual. Desde el punto de vista legal resulta irrelevante la forma de inicio en la prostitución. Tanto aquellas menores que fueron forzadas como las que no lo fueron son víctimas de trata, y quienes lucraron de su trabajo son sujetos a las mismas penas. Sin embargo, diferenciar las formas de inicio (forzada y no forzada) de las menores en el comercio sexual reviste una gran importancia. Esta distinción es importante para el diseño de políticas eficaces de combate a la prostitución juvenil, ya que el modelo de justicia criminal es adecuado para combatir las formas de inicio forzado; pero es ineficaz e inadecuado para luchar contra las formas no forzadas. Las menores que ingresan

en la industria del comercio sexual de modo no forzado lo hacen debido a una situación extrema de pobreza, aislamiento social y falta de lazos sociales. Es por ello que las formas de inicio no forzadas únicamente pueden erradicarse a través de la implementación de políticas que combatan de modo adecuado los factores que hacen que algunas menores encuentren en la prostitución la salida a la precaria situación económica que las rodea.

Las mujeres entrevistadas proceden de familias donde el número de hijos es superior a la media poblacional y tienen una media de hijos mayor que la media poblacional, como revela el análisis al controlar el efecto de la edad. Asimismo, un mayor número de hijos se asocia con un inicio forzado en la prostitución con un tamaño de efecto pequeño. A su vez, el inicio forzado en la prostitución se asocia con el inicio temprano en el comercio sexual con un tamaño de efecto grande y con un menor número de padres ausentes con un tamaño de efecto mediano, resultando estas variables correlatos significativos aún controlando la edad de las participantes. Sólo una edad de inicio más temprana y un menor número de padres ausentes fueron factores de riesgo de inicio forzado dentro de un modelo predictivo con buenas propiedades de ajuste, capacidad explicativa (cuatro décimos de la varianza), de clasificación y cumplimiento de supuestos.

Por lo tanto, puede concluirse que las jóvenes de menor edad presentan una mayor probabilidad de ser engañadas y/o forzadas por traficantes y proxenetas; mientras que las menores que se acercan a la mayoría de edad presentan una mayor probabilidad de ingresar a la industria del comercio sexual de modo no forzado. Estos resultados son similares a los encontrados en estudios recientes (Greenbaum,

2014; Bounds, Julion y Delaney, 2015; Sprang y Cole, 2018; Franchino-Olsen, 2019).

Asimismo, las menores prostituidas de modo no forzado proceden de familias donde están ausentes uno o los dos progenitores. Resultados parecidos aparecen en estudios sobre prostitución adolescente en Taiwán (Hwang y Bedford, 2003) y Estados Unidos (Silbert & Pines; 1982). Como contraste, las que son engañadas y/o forzadas es más probable que procedan de hogares donde están presentes los dos progenitores. Este resultado contrasta con las conclusiones de numerosos estudios, que relacionan la prostitución juvenil forzada con un entorno familiar desintegrado, donde los padres están ausentes o se producen escenarios de abuso (Brittle, 2007; Clarke, Clarke, Roe-Sepowitz, y Fey, 2012; Greenbaum, 2014; Roe-Sepowitz, 2012; Cimino, Madden, Hohn, Cronley, Davis, Magruder y Kennedy, 2017). Por otra parte, el número de hermanos, la edad en que se tuvo el primer hijo y el orden de nacimiento fueron independientes de la forma de inicio en la prostitución (forzada o no forzada).

Como limitaciones del estudio debe señalarse que la edad de las mujeres fue diferencial entre los países de origen, resultando las participantes mexicanas las mujeres con más edad en comparación con todas las demás mujeres centroamericanas, de ahí que se controló la edad de las participantes en los análisis. El tamaño de la muestra fue adecuado para los análisis contándose con más de 20 casos por variable en el modelo de regresión y al menos cinco casos en cada celdilla de comparación. A su vez, se usó el procedimiento bootstrap para superar el problema de desviación de la normalidad.

Agradecimientos.

Este artículo, elaborado durante una estancia de investigación en la Universidad de Granada, es un producto del proyecto financiado por SEP/CONACYT a través del Fondo I0017 Convocatoria CB-2013-01, solicitud 220663 titulado “Trata y prostitución en México”.

Referencias

- Acharya, A. K. (2009). *Una nueva forma de esclavitud humana. El tráfico de mujeres en México*. Monterrey: Editorial de la Universidad Autónoma de Nuevo León.
- Adebola, O. G. y Adebola, F. B. (2015). Family characteristics: Indices of adolescents sexual behaviour. *International Journal of Science and Technology Education Research*, 6(2), 9-18. doi: 10.5897/IJSTER2015.0277
- Agustín, L. (2007). *Sex at the margins. Migration, labour markets and the rescue industry*. New York, NY: Zed Books.
- Agustín, L. 2005. La industria del sexo, los migrantes y la familia europea. *Cuadernos Pagu* 25, 107-128. doi: 10.1590/S0104-83332005000200005
- Ahrens, K. R., Katon, W., McCarty, C., Richardson, L. P. y Courtney, M. E. (2012) Association between childhood sexual abuse and transactional sex in youth aging out of foster care. *Child Abuse & Neglect*, 36(1), 75-80. doi: 10.1016/j.chiabu.2011.07.009
- Allen, R. (2017). *Statistics and experimental design for psychologists: A model comparison approach*. London: World Scientific Publishing Company.
- Andrade-Rubio, K. L. (2016). Víctimas de trata: mujeres migrantes, trabajo agrario y acoso sexual en Tamaulipas. *CienciaUAT*, 11(1), 22-36. doi:10.29059/cienciauat.v11i1.654
- Baker, C. N. (2018). Racialized Rescue Narratives in Public Discourses on Youth Prostitution and Sex Trafficking in the United States. *Politics & Gender*, 1-28. doi: 10.1017/S1743923X18000661
- Barry, K. (1979). *Female sexual slavery*. New York, NY: New York University Press.
- Bounds, D., Julion, W. A., y Delaney, K. R. (2015). Commercial sexual exploitation of children and state child welfare systems. *Policy, Politics, & Nursing Practice*, 16(1-2), 17-26. doi: 10.1177/1527154415583124

- Brannigan, A. & Van Brunshot, E. G. (1997). Youthful prostitution and child sexual trauma. *International Journal of Law and Psychiatry*, 20(3), 337-354. doi: 10.1016/S0160-2527(97)00016-2
- Brittle, K. (2007). Child abuse by another name: Why the child welfare system is the best mechanism in place to address the problem of juvenile prostitution. *Hofstra Law Review*, 36, 1339-1375.
- Busari, A. O. (2016). Emotional distress: The resultant effects of street hawking and sexual abuse of female children in Oyo State, Nigeria. *Journal of Pan African Studies*, 9(9), 53-70. URL: <http://www.jpnafrican.org/docs/vol9no9/9.9-Nov-5-Busari.pdf>
- Cimino, A. N., Madden, E. E., Hohn, K., Cronley, C. M., Davis, J. B., Magruder, K., y Kennedy, M. A. (2017). Childhood maltreatment and child protective services involvement among the commercially sexually exploited: A comparison of women who enter as juveniles or as adults. *Journal of child sexual abuse*, 26(3), 352-371. doi: [10.1080/10538712.2017.1282575](https://doi.org/10.1080/10538712.2017.1282575)
- Clarke, R. J., Clarke, E. A., Roe-Sepowitz, D., & Fey, R. (2012). Age at entry into prostitution: Relationship to drug use, race, suicide, education level, childhood abuse, and family experiences. *Journal of Human Behavior in the Social Environment*, 22(3), 270-289. doi: [10.1080/10911359.2012.655583](https://doi.org/10.1080/10911359.2012.655583)
- Correa-Cabrera, G. y Sanders Montandon, A. (2018). Reforming Mexico's Anti-Trafficking in Persons Legislation. *Mexican Law Review*, 11(1), 3-30. doi: 10.22201/ij.24485306e.2018.1.12509
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2^a ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (3^a ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Dada, O. M. O. (2013). A sociological investigation of the determinant factors and the effects of child street hawking in Nigeria: Agege, Lagos State under survey. *International Journal of Asian Social Science*, 3(1), 114-137.
- De Sas Kropiwnicki, Z. O. (2012). The politics of child prostitution in South Africa. *Journal of Contemporary African Studies*, 30(2), 235-265. doi: 10.1080/02589001.2012.664417
- Dempsey, L., Dowling, M., Larkin, P. y Murphy, K. (2016). Sensitive interviewing in qualitative research. *Research in Nursing and Health*, 39(6), 480-490. doi: 10.1002/nur.21743.
- Doezema, J. (2010). Sex slaves and discourse masters. The construction of trafficking. New York: Zed Books.
- Esteinou, R. (2013). Selling bodies and sexual exploitation: Prostitution in Mexico. En R. L. Dalla, L. M. Baker, J. Defrain, y C. Williamson (Eds.), *Global Perspectives on Prostitution and Sex Trafficking* (pp. 123-140). Plymouth, UK: Lexington Books.
- Estes, R. J., Gauthier, A. y Azaola, E. (2008). La explotación sexual comercial de niños en la región de América del Norte. En R. Pastor y R. Alonso (Eds.), *Explotación sexual comercial infantil. Un manual con perspectiva de género y derechos humanos* (pp. 107-149). Ciudad de México: UBIJUS Editorial.
- Estes, R. J. y Weiner, N. A. (2001). The commercial sexual exploitation of children in the U.S., Canada and Mexico. University of Pennsylvania. Recuperado de http://abolitionistmom.org/wp-content/uploads/2014/05/Complete_CSEC_0estes-weiner.pdf.
- Farley, M. (2004). "Bad for the body, bad for the heart": prostitution harms women even if legalized or decriminalized. *Violence against women*, 10(10), 1087-1125. doi: 10.1177/1077801204268607
- Franchino-Olsen, H. (2019). Vulnerabilities relevant for commercial sexual exploitation of children/domestic minor sex trafficking: a systematic review of risk factors. *Trauma, Violence, & Abuse*, doi: 10.1177/1524838018821956.
- Gallagher, A. T. (2010). *The International Law of Human Trafficking*. New York, NY: Cambridge University Press.
- Garaizábal, C. (2004). ONG y derechos humanos: la experiencia de Hetaira. En R. Osborne (Ed.) *Trabajadoras del sexo. Derechos, migraciones y tráfico en el siglo XXI* (pp. 85-95). Barcelona: Edicions Bellaterra
- Goldberg, A. y Moore, J. (2018) Domestic Minor Sex Trafficking. *Child and Adolescent Psychiatric Clinics*, 27(1), 77-92. doi: 10.1016/j.chc.2017.08.008
- Goldblatt, L., Starck, M., Potenza, J., Kenney, P. A. y Sheetz, A. H. (2012). Commercial sexual exploitation of children and the school nurse. *Journal of School Nursing*, 28(6), 410-417. doi: 10.1177/1059840512448402
- Greenbaum, V. J. (2014). Commercial sexual exploitation and sex trafficking of children in the United States. *Current problems in pediatric and adolescent health care*, 44(9), 245-269. doi: 10.1016/j.cppeds.2014.07.001
- Heineman, J., MacFarlane, R. T. y Brents, B. G. (2012). Sex industry and sex workers in Nevada. En D. N. Shalin (Ed.) *Leading indicators and Quality of Life in the Silver State* (pp. 1-

- 26). Las Vegas, NV: Center for Democratic Culture Publications.
- Hepburn, S. y Simon, R. J. (2013). *Human Trafficking around the World. Hidden in plain sight*. New York, NY: Columbia University Press.
- Hernández, R., Fernández, C. y Baptista, M. P. (2014). *Metodología de la investigación* (6a ed.). Ciudad de México: McGraw-Hill.
- Hua, J. (2011). *Trafficking women's human rights*. Minneapolis, IL: University of Minnesota Press.
- Hwang, S. L. y Bedford, O. (2003). Precursors and pathways to adolescent prostitution in Taiwan. *Journal of Sex Research*, 40(2), 201-210. doi: 10.1080/00224490309552181
- Hwang, S. L. & Bedford, O. (2004). Juveniles' motivations for remaining in prostitution. *Psychology of Women Quarterly*, 28(2), 136-146. doi: 10.1111/j.1471-6402.2004.00130.x
- Izcara-Palacios, S.P. (2017a). Prostitution and Migrant Smuggling Networks Operating between Central America, Mexico, and the United States. *Latin American Perspectives*, 44(6), 31-49. doi: 10.1177/0094582X17699910
- Izcara-Palacios, S.P. (2017b). El coyotaje visto desde la mirada de mujeres migrantes centroamericanas. *Perfiles latinoamericanos*, 25(49), 77-95. doi: 10.18504/pl2549-004-2017
- Izcara-Palacios, S.P. (2018a). Prostitución de menores en locales registrados en México. *Revista Internacional de Sociología*, 76(1), 087. doi: 10.3989/ris.2018.76.1.16.23
- Izcara-Palacios, S.P. (2018b). El déficit de denuncias de víctimas de prostitución forzada en México. *Mexican Studies/Estudios Mexicanos*, 34(2), 191-217. doi: 10.1525/msem.2018.34.2.191
- Izcara-Palacios, S.P. (2019). Migración y trata en América del Norte. *Revista de Estudios Sociales*, (67), 87-100. doi: 10.7440/res67.2019.07
- Izcara-Palacios, S. P., y Andrade-Rubio, K. L. (2016). La deportación de mujeres centroamericanas víctimas de trata. *Papeles de población*, 22(90), 173-196. doi: 10.22185/24487147.2016.90.038
- Izcara-Palacios, S. P., y Andrade-Rubio, K. L. (2018). Centroamericanas menores de edad prostituidas en California. *Nóesis: Revista de Ciencias Sociales y Humanidades*, 27(53), 77-97. doi: 10.20983/noesis.2018.1.4
- Izcara-Palacios, S. P., Moral, J., Andrade-Rubio, K. L. (2017). País de origen y edad de inicio en la prostitución de mujeres de Centroamérica traficadas en México y Estados Unidos. *CienciaUAT*, 12(1), 70-83.
- Katsulis, Y. (2010). Youth sex workers on the US-Mexico border. *Wagadu: A Journal of Transnational Women's & Gender Studies*, 8, 115-143.
- Kempadoo, K. (2015). *The Modern-Day White (Wo) Man's Burden: Trends in anti-trafficking and anti-slavery campaigns*. *Journal of Human Trafficking*, 1(1), 8-20. doi: 10.1080/23322705.2015.1006120
- Kennedy, M. A., Klein, C., Bristowe, J. T., Cooper, B. S. y Yuille, J. C. (2007). Routes of recruitment: Pimps' techniques and other circumstances that lead to street prostitution. *Journal of Aggression, Maltreatment & Trauma*, 15(2), 1-19. doi: 10.1300/J146v15n02_01
- Khatun, T., y Jamil, H. (2013). Life style of the street children in Khulna city. *Bangladesh Research Publications Journal*, 9(1), 50-56.
- Kotrla, K. (2010). Domestic minor sex trafficking in the United States. *Social Work*, 55(2), 181-187. doi:10.1093/sw/55.2.181
- Landrum, B. & Garza, G. (2015). Mending fences: Defining the domains and approaches of quantitative and qualitative research. *Qualitative Psychology*, 2(2), 199-209. doi: 10.1037/qqp0000030
- MacKinnon, C. (2011). Trafficking, prostitution, and inequality. *Harvard Civil Rights Civil Liberties Law Review*, 46(2), 271-309. URL: <https://harvardcrcl.org/wp-content/uploads/sites/10/2009/06/MacKinnon.pdf>
- Mamun, A., Hossain, M. K., Uddin, S., Khan, M. M., & Alam, M. T. (2016). Social Factors Involving Prostitution of Women in Bangladesh: A Study on Mymensingh Town. *American Journal of Social Issues and Humanities*, 6(3), 745-764.
- Marcus, A., Horning, A., Curtis, R., Sanson, J. y Thompson, E. (2014). Conflict and Agency among sex workers and pimps: A closer look at domestic minor sex trafficking. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 653(1), 225-246. doi: 10.1177/0002716214521993
- Molina, M. (2014). El problema de las comparaciones múltiples. *Pediatría Atención Primaria*, 16(64), 367-370. doi: 10.4321/S1139-76322014000500019
- Montgomery, H. (2009). Are child prostitutes child workers? A case study. *International Journal of Sociology and Social Policy*, 29(3/4), 130-140. doi: 10.1108/01443330910947507
- Montgomery, H. (2014). Child prostitution as filial duty? The morality of child-rearing in a slum community in Thailand. *Journal of Moral Education* 43(2), 169-182. doi:10.1080/03057240.2014.893420
- Montgomery, H. (2015). Understanding Child Prostitution in Thailand in the 1990s. *Child Development Perspectives*, 9(3), 154-157. doi: 10.1111/cdep.12122
- Musto, J. (2013). Domestic minor sex trafficking and the detention-to-protection pipeline. *Dialectical Anthropology*, 37(2), 257-276. doi 10.1007/s10624-013-9295-0
- Nasir, R., Zamani, Z. A., Ismail, R., Yusoooff, F., y Khairuddin, R. (2010). Self-esteem and cogni-

- tive distortion among women involved in prostitution in Malaysia. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 5, 1939-1944. doi: 10.1016/j.sbspro.2010.07.392
- Nye, F. I. (1958). *Family relationships and delinquent behavior*. New York, NY: Wiley.
- Olooto, F. M., y Oladeji, J. O. (2017). Perception of human trafficking victims about changes in their households' socioeconomic status in southwestern Nigeria. *Nigerian Journal of Rural Sociology*, 17(1), 76-83.
- Orchard, T. R. (2007). Girl, woman, lover, mother: Towards a new understanding of child prostitution among young Devadasis in rural Karnataka, India. *Social Science & Medicine*, 64(12), 2379-2390. doi: 10.1016/j.socscimed.2007.02.031
- Pheterson, G. (2004). Niños/as y prostitución: reflexiones críticas sobre la legislación y la edad. En R. Osborne (Ed.), *Trabajadoras del sexo. Derechos, migraciones y tráfico en el siglo XXI* (pp. 135-149). Barcelona: Edicions Belaterra.
- Reid, J. A. (2011). An Exploratory Model of Girl's Vulnerability to Commercial Sexual Exploitation in Prostitution. *Child Maltreatment*, 16(2), 146-157. doi: 10.1177/1077559511404700
- Rende, L. 2005. Dangerous Trade-offs. The behavioral ecology of child labor and prostitution in rural northern Thailand. *Current Anthropology* 46(3), 411-431. doi: 10.1086/430079
- Reynolds, K. (2016). *Juvenile Prostitution: An Exploration in Gendered Theory* (Tesis de maestría). Bridgewater State University, Massachusetts.
- Robinson, L. N. (1997). The globalization of female child prostitution: A call for reintegration and recovery measures via article 39 of the United Nations Convention on the Rights of the Child. *Indiana Journal of Global Legal Studies* 5(1), 239-261. URL: <http://www.repository.law.indiana.edu/ijgls/vol5/iss1/12>
- Roe-Sepowitz, D. E. (2012). Juvenile entry into prostitution: The role of emotional abuse. *Violence Against Women*, 18(5), 562-579. doi:10.1177/1077801212453140
- Rosenbaum, J. L. (1989). Family dysfunction and female delinquency. *Crime and delinquency*, 35(1), 31-44. doi: 10.1177/0011128789035001003
- Rubio, M. (2008). La pandilla proxeneta: violencia y prostitución juvenil en Centroamérica. *URVIO-Revista Latinoamericana de Estudios de Seguridad*, 4, 59-71. doi: 10.17141/urvio.4.2008.1083
- Sano, A. (2012). Agency and Resilience in the Sex Trade: Adolescent Girls in Rural Indramayu. *Asia Pacific Journal of Anthropology*, 13(1), 21-35. doi: 10.1080/14442213.2011.636064
- Seng, M. J. (1989). Child sexual abuse and adolescent prostitution. A comparative analysis. *Adolescence*, 24(95), 665-675.
- Siegel, S. y Castellan, N. J. (1995). *Estadística no paramétrica, aplicada a las ciencias de la conducta* (4a. ed.). Ciudad de México: Editorial Trillas.
- Silbert, M. H., & Pines, A. M. (1982). Entrance into prostitution. *Youth & Society*, 13(4), 471-500. doi: 10.1177/0044118X82013004005
- Sorsa, S., y Abera, A. (2006). A Study on child labor in three major towns of southern Ethiopia. *The Ethiopian Journal of Health Development*, 20(3), 1-11. URL: <https://www.ejhd.org/index.php/ejhd/article/view/611>
- Sprang, G., & Cole, J. (2018). Familial sex trafficking of minors: Trafficking conditions, clinical presentation, and system involvement. *Journal of family violence*, 33(3), 185-195. doi: 10.1007/s10896-018-9950-y
- Tygart, C. E. (1991). Juvenile delinquency and number of children in a family some empirical and theoretical updates. *Youth & Society*, 22(4), 525-536.
- United States Department of State. (2014). *Trafficking in Persons Report*. Recuperado de <https://www.state.gov/j/tip/rls/tiprpt/2014/index.htm>. Consultado el 17/6/2017
- United States Department of State. (2016) *Trafficking in Persons Report*. Recuperado de <https://www.state.gov/j/tip/rls/tiprpt/2016/index.htm>. Consultado el 17/6/2017
- Weitzer, R. (2009). Sociology of sex work. *Annual Review of Sociology*, 35, 213-234. doi: 10.1146/annurev-soc-070308-120025
- Weitzer, R. (2010). The mythology of prostitution: Advocacy research and public policy. *Sexuality Research and Social Policy*, 7(1), 15-29. doi: 10.1007/s13178-010-0002-5
- Zhang, S. X. (2011). Woman pullers: pimping and sex trafficking in a Mexican Border City. *Crime, Law and Social Change* 56(5), 509-528. doi: 10.1007/s10611-011-9333-2
- Zhang, Z. (2016). Variable selection with stepwise and best subset approaches. *Annals of Translational Medicine*, 4(7), 136-142. doi: 10.21037/atm.2016.03.35
- Zimmerman, C. y Watts, C. (2003). *WHO ethical and safety recommendations for interviewing trafficked women*. Geneva: World Health Organization. Recuperado de https://www.who.int/mip/2003/other_documents/en/Ethical_Safety-GWH.pdf