

**Parejas e hijos al margen del matrimonio en América Latina:
pautas, significados e implicaciones.
Segunda parte¹**

Benoît Laplante²

Teresa Castro Martín³

Clara Cortina⁴

Teresa Martín García⁵

¹ Trabajo presentado en el V Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, Montevideo, Uruguay, del 23 al 26 de octubre de 2012.

² Institut national de la recherche scientifique, Université du Québec, Canadá, Benoit.Laplante@UCS.INRS.Ca.

³ Centro de Ciencias Humanas y Sociales, CSIC, España, teresa.castro@cchs.csic.es.

⁴ Institut Barcelona d'Estudis Internacionas & CSIC, España, clara.cortina@cchs.csic.es.

⁵ Centro de Ciencias Humanas y Sociales, CSIC, España, teresa.martin@cchs.csic.es.

RESUMEN

Estudios previos han documentado cómo el estatus legal de la unión conyugal no condiciona de forma relevante el comportamiento reproductivo de las mujeres latinoamericanas, y cómo las uniones consensuales constituyen un contexto socialmente aceptado para tener y criar hijos en la región. Un artículo reciente (Castro Martín, Cortina, Martín García y Pardo 2011) muestra que la concepción y crianza de los hijos dentro del matrimonio ha dejado de ser mayoritaria en el contexto latinoamericano: alrededor del año 2000, el 39% de los nacimientos corresponden a parejas en unión consensual y un 15% a madres solas.

Este paper es parte de una investigación en que se propone avanzar en el estudio de la formación familiar al margen del matrimonio en América Latina. Para ello, nos planteamos los siguientes objetivos: (a) estudiar la situación conyugal (en unión consensual, casada, fuera de unión conyugal) de las mujeres en edad reproductiva según características sociodemográficas, mediante modelos de regresión logística multinomial; (b) estimar las tasas específicas de fecundidad por edad y situación conyugal en los años censales (contrastándolas con las oficiales); y (c) analizar mediante un modelo de regresión de Poisson los factores asociados a la fecundidad en cada estado conyugal. En este paper, nos concentramos en los dos últimos objetivos.

Utilizamos los microdatos censales previamente armonizados por el proyecto IPUMS (<https://international.ipums.org>) de las 3 últimas rondas censales disponibles. Estos datos constituyen una alternativa viable a las estadísticas vitales o las encuestas biográficas gracias al método de hijos propios que reconstruye la fecundidad del último año. Los países analizados son los siguientes: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, Ecuador, México, Panamá, Perú, Venezuela.

Palabras clave

Nupcialidad, formación familiar, matrimonio, uniones consensuales, fecundidad no matrimonial, microdatos censales, Poisson.

INTRODUCCIÓN

Uno de los rasgos demográficos singulares de la región latinoamericana es su régimen de nupcialidad *dual*. Matrimonios y uniones consensuales coexisten en todos los países de la región, aunque en distinto grado –la proporción de uniones consensuales entre el total de uniones conyugales de las mujeres en edad reproductiva varía desde el 20% en Chile hasta el 74% en la República Dominicana (Castro Martín et al. 2011). Ambos tipos de unión conyugal son similares respecto al grado de reconocimiento social que disfrutan, pero divergen respecto a su estabilidad, sus obligaciones legales y garantías económicas en caso de ruptura (Quilodrán 1999, De Vos 2000, Castro Martín 2002, Rodríguez Vignoli 2004). A diferencia del mundo más desarrollado, donde la cohabitación solo logró visibilidad social –y estadística– a partir de la década de los 1980s, las uniones consensuales han integrado el sistema familiar en América Latina desde hace siglos. Además, mientras que en muchos países europeos la cohabitación suele ser un estadio temprano y transitorio del proceso de formación familiar, en América Latina la prevalencia de uniones consensuales en etapas más tardías del curso de vida se mantiene elevada. No obstante, quizás la diferencia más relevante sea que, mientras que en Estados Unidos y Europa –con algunas excepciones como los países escandinavos o Francia– la cohabitación es predominantemente una fase sin hijos, en América Latina las uniones consensuales constituyen un contexto habitual para tener y criar hijos. Es precisamente este rasgo el que difumina la distancia entre uniones *de jure* y *de facto*. Desde 1970, el porcentaje de nacimientos que ha tenido lugar en el seno de una unión consensual ha aumentado de 17% a 39% en la región, y el porcentaje de nacimientos de madre sola ha pasado de 7% a 15% (Castro Martín et al. 2011). En la América Latina del siglo XXI, por tanto, nacen ya más niños fuera que dentro del matrimonio.

Este nuevo escenario es el que motiva este estudio. Queremos explorar más a fondo las similitudes y diferencias del comportamiento reproductivo de las mujeres casadas y las mujeres unidas consensualmente. Sabemos que para muchas mujeres latinoamericanas, el matrimonio no es un prerrequisito para tener hijos, pero necesitamos medir con mayor precisión las diferencias de fecundidad entre mujeres en una unión formal y en una unión informal en diferentes tramos de edad. Asimismo, pretendemos dilucidar si las posibles diferencias observadas se deben en parte al efecto de otras variables relacionadas, como el nivel educativo, que aquí utilizamos como indicador de capital humano y también de pertenencia a un determinado estrato social.

En la literatura europea y norteamericana, la cohabitación normalmente se contempla a través de la lente de la segunda transición demográfica (Seltzer 2000, Kiernan 2001). Por ello, este tipo de unión se considera un resultado del proceso de secularización, las crecientes aspiraciones de autonomía personal, el rechazo a la intromisión de las instituciones eclesiásticas o estatales en

la regulación de la vida privada y el énfasis en la satisfacción personal dentro de la relación de pareja. En América Latina, sin embargo, el hecho de que la prevalencia de las uniones consensuales haya sido tradicionalmente mucho más elevada entre los sectores sociales más desfavorecidos y los estratos rurales hace sospechar que el tipo de unión con el que se inicia el proceso de formación familiar no siempre es el resultado de una elección personal, sino en parte el producto de restricciones económicas y sociales (Greene 1991, Castro Martín 2001, García y Rojas 2004).

Uno de los cambios a los que hemos asistido en la última década es que, por primera vez, las uniones consensuales comienzan a tener una presencia significativa entre los sectores urbanos y con mayor nivel educativo (Parrado y Tienda 1997) –esta presencia es más pronunciada y está mejor documentada en los países del Cono Sur (Cabella 2009, Laplante y Street 2009, Binstock 2010). Mientras que en el pasado las uniones conyugales “sin papeles” eran habituales en los estratos rurales y menos escolarizados –de ahí que se les haya etiquetado como “matrimonio de pobres”– y solo tenían una presencia insignificante en los estratos sociales superiores, el aumento más reciente de la cohabitación no matrimonial atañe a todos los estratos educativos (Castro Martín, Martín García y Puga González 2008, Esteve, Lesthaeghe y López-Gay 2012). Según los datos censales del 2000, un porcentaje significativo de las mujeres latinoamericanas en edad reproductiva con estudios universitarios y con pareja –por ejemplo, el 38% en Colombia o el 38% en Perú– están unidas consensualmente. El hecho de que la cohabitación se haya difundido entre las clases medias ha llevado a los investigadores a distinguir entre uniones consensuales “tradicionales” y “modernas” (Quilodrán 2008). Las uniones consensuales tradicionales, mayoritarias hoy por hoy en todos los países latinoamericanos, estarían vinculadas a herencias culturales, barreras económicas y a relaciones de género asimétricas. Las uniones consensuales “modernas”, todavía emergentes, serían el resultado de una decisión reflexiva orientada a la búsqueda de autonomía individual frente a los controles institucionales y a aspiraciones de mayor calidad de vida conyugal y menor asimetría entre los géneros, en línea con los postulados de la segunda transición demográfica (Lesthaeghe 1995, 2010, Billari y Liefbroer 2004).

Sin embargo, no hay consenso entre los expertos sobre si es adecuado vincular los cambios recientes en los patrones de nupcialidad a condiciones de modernidad y de avance de la segunda transición demográfica en la región, o la creciente incertidumbre laboral, social y vital a la que se enfrentan no solo las clases populares sino también las clases medias en el nuevo contexto de globalización (García y Rojas 2004, Cabella, Peri y Street 2005, Arriagada 2007, Quilodrán y Castro Martín 2009). En realidad, existe una gran heterogeneidad no solo en la prevalencia de la cohabitación “sin papeles”, sino también en cuanto a su significado social, valor simbólico,

motivación e implicaciones, según país, grupo étnico y clase social. La carencia de un certificado de matrimonio no condiciona la estabilidad de la unión conyugal en muchas comunidades indígenas, pero en estratos sociales bajos suele ser signo de precariedad, exclusión y fragilidad. Asimismo, no está claro si en los estratos sociales medios y altos, la pauta emergente de cohabitación corresponde a un período de prueba previo a la formalización del vínculo conyugal o aspira a reemplazar al matrimonio como núcleo básico de reproducción y crianza (CEPAL 2002).

Uno de los elementos que puede arrojar algo de luz sobre el significado y función de la unión consensual dentro del sistema familiar es su conexión con el comportamiento reproductivo (Raley 2001). Uno de nuestros objetivos es explorar si el cambio reciente en el perfil socioeconómico de las uniones de hecho se refleja también en un cambio de perfil de la reproducción y crianza fuera del matrimonio. Al comparar las pautas reproductivas de mujeres casadas y unidas de hecho, estaremos en mejores condiciones para dilucidar si las uniones consensuales son relaciones de pareja efímeras, ensayos prematrimoniales, un producto de la exclusión y de la desigualdad de género, o alternativas al matrimonio con ánimo de permanencia. También podremos explorar la heterogeneidad del significado de la cohabitación no matrimonial en las distintas sociedades latinoamericanas y en los distintos estratos sociales. El reconocimiento de esta heterogeneidad y de sus implicaciones para el bienestar infantil y familiar es un desafío pendiente en materia de políticas públicas (Rodríguez Vignoli 2005, Cerrutti y Binstock 2009).

Partiendo de estas premisas, este paper se propone avanzar en el estudio de la formación familiar al margen del matrimonio en América Latina. Para ello, nos planteamos los siguientes objetivos: (a) estimar las tasas específicas de fecundidad por edad y situación conyugal en los años censales (contrastándolas con las oficiales); y (b) analizar mediante un modelo multivariado de regresión de Poisson los factores asociados a la fecundidad en cada estado conyugal. Además de la edad de las mujeres, en los modelos utilizamos el nivel educativo, la actividad laboral, el ámbito de residencia (rural/urbano) y la propiedad de la vivienda como indicadores de estatus socioeconómico, con el fin de dilucidar si las pautas conyugales y reproductivas por estrato social pueden implicar a corto, medio o largo plazo una mayor polarización social. A modo de preámbulo, proporcionamos una visión de conjunto de la unión consensual y de su fecundidad en América Latina a base de datos de censos y encuestas.

LA PREVALENCIA DE LA UNIÓN CONSENSUAL EN AMÉRICA LATINA

La prevalencia de uniones consensuales en el patrón de nupcialidad de América Latina varía considerablemente de un país a otro.

Cuadro 1 Prevalencia de uniones consensuales entre mujeres en edad reproductiva en América Latina, según fuente más reciente

	% de uniones consensuales / total mujeres 15-49	Fuente y fecha
Rep. Dominicana	73,9	DHS 2007
Honduras	58,3	DHS 2005
Panamá	58,1	Censo 2000
Colombia	57,7	DHS 2005
El Salvador	53,5	RHS 2002
Nicaragua	51,8	DHS 2001
Cuba	49,4	Censo 2002
Venezuela	47,8	Censo 2001
Perú	47,7	DHS 2004-5
Paraguay	39,5	RHS 2004
Ecuador	38,2	RHS 2004
Bolivia	37,0	DHS 2008
Brasil	33,3	Censo 2000
Guatemala	33,1	RHS 2002
Argentina	30,6	Censo 2001
Costa Rica	29,4	Censo 2000
México	21,2	Censo 2000
Uruguay	21,1	Censo 1996
Chile	19,8	Censo 2002

Fuentes: Censos, Demographic and Health Surveys; Reproductive Health Surveys.

Los nacimientos fuera del marco institucional del matrimonio son muy elevados según las estadísticas vitales, pero estas estadísticas no nos dan información sobre el contexto de convivencia de los padres, porque en la mayoría de países no distinguen entre nacimientos de madre en unión consensual y de madre que no convive en pareja.

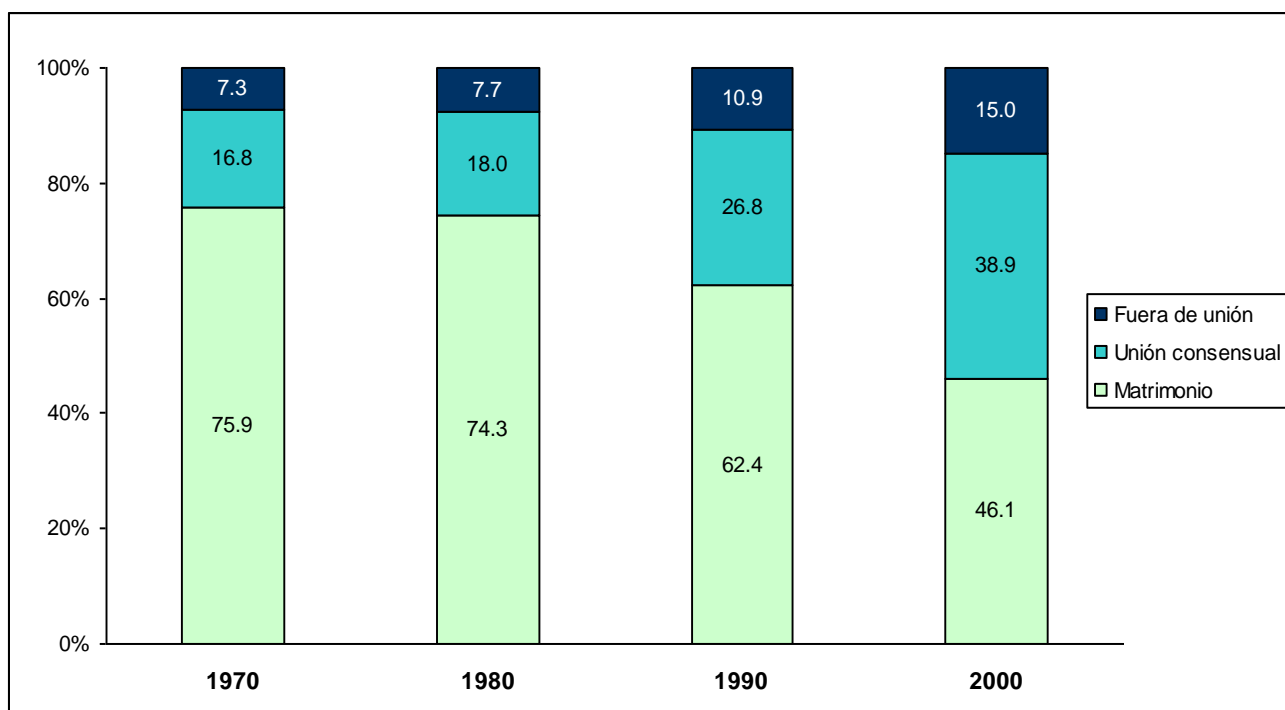
Los datos censales indican que ha habido un crecimiento considerable de los nacimientos fuera del matrimonio, y que la mayoría de este crecimiento se debe a nacimientos de padres en unión consensual.

Cuadro 2 Porcentaje de nacimientos de madre no casada, según estadísticas vitales según estadísticas vitales

	Año	%	Año	%
Argentina	1980	29.8	2000	57.6
Chile	1970	18.8	2001	50.5
Costa Rica	1970	29.4	2003	57.0
Ecuador	1966	32.0
El Salvador	1970	67.8	1998	72.8
Guatemala	1970	61.9
México	1970	27.3	2001	39.6
Panamá	1970	70.9	2002	79.9
Paraguay	1970	42.6	2002	51.0
Perú	1972	41.3
Uruguay	1970	21.1	2001	55.2
Venezuela	1970	38.8

Fuentes: *United Nations Demographic Yearbook; World Fertility Report; Institutos Nacionales de Estadística.*

Evolución de la distribución de nacimientos por estado conyugal de la madre en América Latina, 1970-2000



Fuente: *Microdatos censales, Proyecto IPUMS-International*

Figura 1

DATOS

Para el análisis utilizamos los microdatos censales previamente armonizados por el proyecto IPUMS (<https://international.ipums.org>) de las 3 últimas rondas censales disponible. Los datos censales proporcionan información sobre la situación conyugal de las personas (Rodríguez Vignoli 2011) y también constituyen una alternativa viable a las estadísticas vitales o las encuestas biográficas, gracias al método de hijos propios que reconstruye la fecundidad del último año. Los países analizados son los siguientes: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, Ecuador, Panamá, Perú, Uruguay y Venezuela.

MÉTODOS

Hacemos el estudio de la fecundidad comparada de la unión consensual y del matrimonio utilizando una aproximación que combina el método de los hijos propios y una forma de regresión de Poisson. Esta combinación no es muy común y concentramos la presentación de la metodología sobre esta parte de nuestro trabajo.

El problema metodológico de la medición de la fecundidad de diferentes formas de unión

La comparación de la fecundidad del matrimonio y de la unión consensual se hace habitualmente con datos biográficos y teniendo en cuenta el tiempo de exposición en cada estado de la situación conyugal. Hay dos razones que pueden conducir a pensar que hay que revisar esta idea. Una es de técnica y tiene que ver con la naturaleza de los estratos y de las variables que cambian con el tiempo en los modelos estadísticos que se utilizan en los análisis biográficos. La segunda tiene que ver con la realidad sociológica y demográfica. Las dos razones son relacionadas. Empezamos por la segunda y un ejemplo afuera de América latina.

En Quebec, según los datos del registro de eventos demográficos del ISQ basados en las informaciones de la dirección del estado civil, desde 1995, la mayoría de los niños nacen de padres que no son casados. No son niños de madre sola: tienen el papa y, de verdad, la proporción de niños que son reconocidos por su padre disminuyó y es muy baja (ISQ 2012). Entonces, es claro que la mayoría de las parejas eligen la unión consensual como cuadro para iniciar la vida familiar. Hay encuestas biográficas retrospectivas sobre la vida familiar en Canadá, pero no tienen datos biográficos en cantidad suficiente para estudiar los nacimientos que ocurren en las cohortes de mujeres correspondientes. Pero, con un razonamiento sencillo, se entiende que en esta sociedad, los resultados de un análisis biográfico con datos biográficos “perfectos” serían que la fecundidad de la unión consensual es más baja que la del matrimonio.

En Quebec, como ahora en común en todo el Occidente, las uniones estables se construyen de manera progresiva. La relación sexual empieza antes de la convivencia y la convivencia antes del matrimonio para las parejas que llegan a esta etapa. Imaginamos una sociedad en la cual todas las parejas empiezan la convivencia antes del matrimonio, todas las parejas tienen un hijo, la distribución teórica del tiempo transcurrido entre el inicio de la convivencia y el nacimiento es igual para todas las parejas y la mitad se casa mientras el embarazo. La tasa de fecundidad, la de las tablas clásicas pero también la de los modelos de riesgo que se utilizan en análisis biográfico, se estima dividiendo el número de nacimientos por el tiempo de exposición. La tasa de fecundidad de cada una de las formas de unión se estima de manera similar, partiendo el tiempo de exposición total de cada pareja entre las dos formas de uniones. Entonces, todo el tiempo de convivencia en unión consensual de todas las parejas, incluyendo las que se casan, se cuenta en el divisor de la unión consensual, y solo el tiempo vivido en el matrimonio por las parejas que se casan — es decir, en este ejemplo, menos de nueve meses por pareja — se cuenta en el divisor del matrimonio. En el ejemplo, el número de nacimientos es igual en cada forma de unión. El resultado de la división es más alto para el matrimonio que para la unión consensual. Entonces, estimar la tasa de fecundidad de cada forma de unión con las herramientas de la aproximación biográfica en esta sociedad llegaría a la conclusión que la fecundidad del matrimonio es mucho más alta que la de la unión consensual a pesar de que la mitad de los niños nacen de padres que viven en unión consensual.

La conclusión es que comparar la fecundidad de la unión consensual y del matrimonio con los métodos de la aproximación biográfica da sistemáticamente resultados que no coinciden con la realidad sociológica y demográfica. La falta de coincidencia no viene del hecho de que los datos de las encuestas biográficas no coinciden con las cohortes o las mujeres que tienen un hijo en cada año, sino por la naturaleza de la aproximación biográfica, específicamente la manera de distribuir el tiempo de exposición entre los estados de la situación conyugal que suceden en la biografía de cada mujer.

Hay una solución, que tiene un aspecto técnico y otro sociológico. Se basa en la idea de que la fecundidad de la forma de unión no pertenece a la cohorte ni a la edad, sino al periodo. Es un hecho social que pertenece al tiempo histórico y social: se mide respecto al año. Técnicamente, significa que, al menos en un contexto en que el marco jurídico de la relación conyugal, de la vida familiar y de la fecundidad cambia, la aproximación adecuada al fenómeno es la cohorte ficticia.

De aquí viene la aproximación que utilizamos en la comparación de la fecundidad de la unión consensual y del matrimonio en América latina. Esta aproximación consiste en utilizar datos censales, el método de los hijos propios para relacionar los hijos de menos de un año a sus

madres y estimar tasas de fecundidad por edad por forma de unión, y la regresión de Poisson para estimar los efectos de unas variables sociodemográficas sobre la fecundidad. Todo eso permite también de estimar TGF por forma de unión y además estimar tasas por edad y TGF por forma de unión ajustadas a las estimaciones oficiales de la fecundidad por el año del censo si existen tales tasas y son diferentes de las tasas estimadas con los datos censales.

Detalles de la aproximación

El método de los hijos propios

El método de los hijos propios es un método de estimación de la fecundidad por edad a partir de los datos censales. En su forma original, se hace utilizando la distribución del número de hijos de menos de cinco años en el hogar según la edad de las madres en clases de cinco años de 15 a 49 años de edad. Fue desarrollado en el contexto del censo de los Estados Unidos, principalmente para relacionar mediciones de la fecundidad con variables que se encuentran en el censo pero no en los registros de nacimientos. Además del problema obvio de la determinación de la relación entre hijo y madre con datos censales, las dificultades y los límites del método son conocidos desde su principio y se encuentran muy bien enumerados en el resumen en español que acompaña el artículo original: “la subenumeración censal de la mortalidad de los niños y de las mujeres, y de los niños que no viven con sus madres” (Grabill y Cho 1965). Cho, Rutherford y Choe (1986) es la referencia canónica sobre el método. El método de los hijos propios se utiliza también para estimar la fecundidad en países que no tienen registro de nacimientos. En este caso, se puede hacer con los hijos hasta menos de 15 años; el ejemplo detallado del *Manual X* utiliza datos de Colombia (UN 1983: 182-195).

Rindfuss (1976) comparó las estimaciones de la fecundidad estadounidense realizadas utilizando los datos de los registros de nacimientos y los datos censales con el método de los hijos propios. Concluye que las estimaciones del método de los hijos propios reproducen las *tendencias* de la fecundidad que se ven en las estimaciones basadas en los datos de registro, a pesar de que los *niveles* sean diferentes. Breschi, Kurosu y Oris (2003) ofrecen una serie de ejemplo de utilización del método en demografía histórica. Caron-Malenfant y Bélanger (2006) proporciona un ejemplo de la utilización del método para estimar los efectos de variables del censo sobre la probabilidad de tener un hijo en el año que precede el censo utilizando un modelo estadístico multivariado.

En el marco del proyecto internacional sobre los datos censales IPUMS, Sobek y Kennedy (2009) proporcionan una adaptación, para los censos modernos, de técnicas desarrolladas en el ámbito de la demografía histórica y a partir del método de los hijos propios, que permiten

reconstruir las relaciones familiares entre los integrantes de un hogar a base de la relación de cada integrante al jefe del hogar. En nuestro trabajo, aprovechamos variables construidas utilizando estas técnicas y difundidas en los archivos de IPUMS.

La regresión de Poisson

La distribución de Poisson es la distribución de probabilidad de una variable aleatoria discreta que proporciona el número de veces que ocurre un fenómeno en un lapso de tiempo determinado (Clapham 1998: 109). Coleman propuso un modelo de regresión basado en la distribución de Poisson con aplicación al estudio de los acontecimientos en sociología, pero sin proporcionar un ejemplo concreto de tal aplicación (1981: 173-175). Frome (1983) desarrolló un modelo similar en el ámbito de las ciencias médicas, al parecer sin conocer el trabajo de Coleman, pero subrayando las relaciones entre el modelo que desarrolló y el modelo semi-paramétrico que D. R. Cox había desarrollado a inicios de los años 1970. Hoy en día, la utilización de la regresión de Poisson y de sus derivados para estimar tasas y los efectos de variables independientes sobre tasas es una herramienta corriente de la epidemiología (cf. Rothman, Greenland y Lash 2008: 421-423).

En demografía, Rodríguez y Cleland (1988) utilizaron la regresión de Poisson en su estudio de la fecundidad según la edad y la duración del matrimonio; también utilizaron el modelo para estimar efectos e variables independientes. Si se examinan sus referencias, parece que no conocían el trabajo de Coleman ni el de Frome, sino que descubrieron el modelo en las obras de los estadísticos que propusieron los modelos lineales generalizados. Después de Rodríguez y Cleland, Khlát (1992, 1993) utilizó el modelo en sus estudios de mortalidad; al parecer, ella descubrió el modelo por su utilización en epidemiología. Winkelmann y Zimmermann (1994) proporcionan una introducción al modelo en el contexto de la demografía. Shoumaker (2004) y Masquelier (2008) utilizan el modelo más o menos como se pueden utilizar modelos de riesgo en análisis biográficos.

Existe una relación sencilla e importante entre la distribución de Poisson y la distribución exponencial: la distribución exponencial proporciona el valor de la variable aleatoria continua que corresponde al lapso de tiempo al final del cual ocurre uno de los acontecimientos que rige la distribución de Poisson. Eso hace que en la estimación de una ecuación que corresponde a un acontecimiento no-renovable, utilizar un modelo de regresión por partes basado en la distribución exponencial y otro basado en la distribución de Poisson dan resultados iguales. Eso hace también que el estudio de acontecimientos renovables se puede hacer con la regresión de Poisson por partes; los resultados se interpretan de manera similar a los resultados de los modelos de riesgo proporcionales.

La regresión de Poisson tiene varias ventajas en el estudio de la fecundidad. Su utilización en una ecuación por partes permite estimar tasas por edad. La suma de estas tasas da la TGF. Si se utiliza datos de encuesta o del censo, se puede agregar variables independientes a la ecuación y así estimar los efectos de estas variables sobre las tasas y también tasas por edad y TGF netas de los efectos de las variables independientes.

La ecuación del modelo que utilizamos en el estudio de la fecundidad se puede escribir

$$\hat{\lambda}_i = \exp(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}_x + \mathbf{z}_i\boldsymbol{\beta}_z + \mathbf{y}_i\boldsymbol{\beta}_y),$$

donde $\hat{\lambda}_i$ es el valor predicho de la tasa para la mujer i y el parámetro de la distribución de Poisson que le corresponde, \mathbf{x}_i es el vector de las variables binarias que representan los valores de la edad entre 15 y 49 y son las partes del modelo, $\boldsymbol{\beta}_x$ es el vector de los coeficientes de estas variables, \mathbf{z}_i es el vector de las variables binarias que representan los estados de la situación conyugal, $\boldsymbol{\beta}_z$ es el vector de sus coeficientes, \mathbf{y}_i es el vector de las variables sociodemográficas y $\boldsymbol{\beta}_y$ es el vector de sus coeficientes. Estudiamos los nacimientos que ocurrieron en año que precede el censo. Los modelos por partes no tienen un coeficiente para la ordenada al origen. El grado de libertad correspondiente se utiliza para estimar el coeficiente de cada parte, que es la estimación de la tasa de la parte neta de los efectos de las variables sociodemográficas.

RESULTADOS

Presentamos los resultados en tres cuadros y una serie de figuras.

En el cuadro 3 se encuentran dos series de estimaciones de la fecundidad. La primera se basa en la forma habitual del cálculo de la TGF, pero con datos censales y por el método de los hijos propios. Presentamos la estimación de la TGF para el conjunto de las mujeres de 15 a 49 años, y las estimaciones según la situación conyugal de esas. La segunda serie proviene de la estimación de la regresión de Poisson que nos permite estimar los efectos de unas características socioeconómicas sobre la fecundidad. Las estimaciones de la segunda serie corresponden a la TGF estimada según la situación conyugal del grupo definido por la combinación de las modalidades de referencia de cada una de las cuatro características socioeconómicas incluidas en la ecuación de regresión. Estas estimaciones de la TGF según la situación conyugal se obtienen sumando los valores de la tasa de fecundidad por edad que son representadas en las figuras.

Además, el cuadro 4 presenta comparaciones entre las TGF basadas en las estimaciones de la primera parte del cuadro 3. Estas comparaciones son razones que permiten seguir la evolución de la TGF de las mujeres casadas y en unión consensual del primer al último censo y también la razón de la TGF de las mujeres en unión consensual a la TGF de las mujeres casadas en cada censo.

El cuadro 5 presenta los efectos de las características socioeconómicas sobre la fecundidad estimadas mediante la regresión de Poisson. Dicho de otra manera, los resultados de la regresión son repartidos entre las figuras, el cuadro 5 y la segunda parte del cuadro 3.

Las tasas globales de fecundidad

El resultado más destacable de las estimaciones de la TGF según la situación conyugal que se encuentran en el cuadro 3 es que salvo unas pocas excepciones, la TGF de las mujeres en unión consensual supera la de las mujeres casadas. Hay dos excepciones: el censo ecuatoriano de 1982, en que la TGF de las mujeres casadas es igual a la de las mujeres en unión consensual y el censo uruguayo de 2006 donde las TGF de las mujeres casadas supera la TGF de las mujeres que viven en unión consensual.

En el cuadro 4, se ve que, sin las excepciones, la razón de la TGF de las mujeres en unión consensual a la TGF de las casadas varía de 1,02, en el censo chileno de 1982, a 1,26, en el censo argentino de 1991.

Con una sola excepción, la TGF del conjunto de las mujeres disminuye de un censo al otro; la excepción se encuentra en Colombia, donde la TGF aumenta levemente de 1,88 a 1,90 entre el censo de 1993 y el censo de 2005.

En la mayoría de los países, la TGF de las mujeres casadas baja más rápidamente que la TGF de las mujeres en unión consensual. Hay cuatro países en los cuales es la TGF de las mujeres en unión consensual que baja más rápidamente: Argentina, Perú, Uruguay y Venezuela. La diferencia es leve en Perú y Venezuela, pero más importante en Argentina y Uruguay: en último censo de Argentina, la TGF de las mujeres casadas vale 0,87 de la TGF de las mismas en el primer censo, mientras que el valor correspondiente para las mujeres que viven en unión consensual es 0,80; en Uruguay, las razones correspondientes son 0,80 y 0,71.

La evolución de la razón entre la TGF de las mujeres que viven en unión consensual y la de las casadas entre los censos varía mucho entre los países. Entre los países de los cuales tenemos tres censos, hay cuatro donde esta razón cambia poco: Colombia, de 1,13 a 1,16, Ecuador, de 1,00 a 1,04, Panamá, de 1,18 a 1,20 y Venezuela, de 1,22 a 1,18. Hay dos en que aumenta: Brasil, de 1,05 a 1,22, Chile, de 1,01 a 1,10. Hay dos países con una pauta no-monótona: Argentina y Uruguay. En estos dos países, la razón entre la TGF de las mujeres en unión consensual y la de las casadas aumenta y después disminuye, de 1,11 a 1,26 y 1,02 en Argentina y de 1,05 a 1,21 y 0,94 en Uruguay.

Las tasas de fecundidad por edad

El resultado más destacable que resalta de las figuras es que, en general, hay en pocas diferencias entre las tasas de fecundidad por edad de las mujeres casadas y las de las mujeres que viven en unión consensual. Las diferencias más importantes, cuando existen, se encuentran entre las edades de 15 y 20 años; hay también diferencias notables, pero de menos importancia, entre 30 y 45 años. A pesar de encontrarse sobre todo en las más jóvenes, estas diferencias no son iguales en todos los países y tampoco constante entre los censos de cada país.

En Argentina, las tasas de las mujeres casadas muy jóvenes son más altas en los censos de 1980 y 2001, pero más bajas en el censo de 1991. Al contrario, las tasas de las mujeres que viven en unión consensual son un poco más altas que las de las mujeres casadas entre 30 años y 45 años en los tres censos.

En Bolivia, en el censo de 2001, las tasas de las jóvenes en unión consensual son más altas que las de las casadas.

En Brasil, con pocas excepciones, las tasas son más altas entre las mujeres que viven en unión consensual en los tres censos, y de manera todavía más clara en el censo de 2000.

En Chile, las tasas de las mujeres de menos de 20 años no parecen muy confiables. Se nota que las tasas de las mujeres en unión consensual son más altas entre 30 y 45 años, con variaciones leves entre los censos.

En Colombia, las tasas de las jóvenes que bien en unión consensual son más altas que las de las jóvenes casadas y la diferencia aumenta del primer al último censo. Se nota también que las tasas de las mujeres que tiene entre 30 y 45 años son más altas entre las que viven en unión consensual, pero la diferencia disminuye del primer al último censo.

En Costa Rica, el número limitado de casos no permite obtener estimaciones confiables para las mujeres jóvenes. Tampoco se puede discernir una pauta clara de diferencias entre las dos situaciones conyugales en otras edades. Las tasas parecen similares.

En el censo de Cuba de 2002, las tasas de las mujeres en unión consensual son generalmente más altas que las de las mujeres casadas.

En el censo de Ecuador de 1982, las tasas de las mujeres casadas son más altas que las de las mujeres que viven en unión consensual hasta los 30 años; después de 30 años, no se ven diferencias. Tampoco se ven diferencias entre las situaciones conyugales en los censos posteriores.

El número de casos limitado de los censos de Panamá no permite obtener estimaciones muy precisas. En general, las tasas parecen similares entre las situaciones conyugales. Es posible que las tasas de las mujeres en unión consensual sean más altas entre 30 y 45 años en el censo de 1990.

En el censo de Perú de 1993, las tasas de las jóvenes que viven en unión consensual son más altas que las de las casadas. También se nota que las tasas de las mujeres de 30 a 45 años que viene en unión consensual son más altas. En el censo de 2007, la diferencia entre las tasas de las jóvenes es más importante pero ha desaparecido la diferencia entre las mujeres de 30 a 45 años.

El número de casos limitado de los censos de Uruguay no permite obtener estimaciones por edad muy confiables.

En los censos de Venezuela, las tasas de las mujeres de 30 a 45 años que viven en unión consensual parecen más altas que las de las mujeres casadas. También en el censo de 2001, las tasas de las mujeres en unión consensual parecen más altas que las de las casadas.

Los efectos de las características socioeconómicas

Los efectos de las características socioeconómicas se encuentran en el cuadro 5. En cada ecuación, la modalidad de referencia de cada variable independiente es la modalidad que tiene la frecuencia más alta. Eso permite evitar que, en las estimaciones de un censo, las diferencias entre los coeficientes parezcan no tener significatividad estadística sólo porque en este censo, la modalidad elegida con otro criterio corresponde a poca gente. Así, el cambio de modalidad de referencia de la relación con la actividad económica entre el censo brasileño de 1991 y el de 2000 viene de que en 1991, había todavía más Brasileñas inactivas que ocupadas.

En todos los censos de todos los países, las mujeres inactivas tienen la fecundidad la más alta. No hay diferencia estadísticamente significativa entre la fecundidad de las mujeres inactivas y de las desocupadas en unos censos: los dos censos de Costa Rica, 1984 y 2000, el censo de 1990 de Ecuador, el censo de 1990 de Panamá, el censo de Uruguay de 1996 y el censo de Venezuela de 1990.

El ámbito tiene un efecto igual en todos los censos de todos los países, con sólo dos excepciones: la fecundidad de las mujeres que viven en el campo es más alta que la de las mujeres que viven en las ciudades. No hay diferencia en el censo de 2002 de Chile y la pequeña diferencia que hay en el censo de 2006 de Uruguay –la fecundidad de las mujeres que bien en el campo sería 0,96 de la de las mujeres de la ciudad– no tiene significatividad estadística.

Del mismo modo, la tenencia de la vivienda tiene un efecto igual en todos los censos de todos los países, con una sola excepción: la fecundidad de las mujeres que viven en un hogar que no es dueño de su vivienda es más alta que la de las mujeres que viven en un hogar propietario. La excepción se localiza en Panamá, donde no hay diferencias.

Entre las cuatro características socioeconómicas que utilizamos en las ecuaciones, el nivel educativo es la única cuyo efecto varía de manera destacable entre los países y entre los censos.

En Argentina, la relación entre la fecundidad y el nivel educativo cambia del primer al último censo. En el primer, la fecundidad es más alta entre las mujeres que tienen educación universitaria, todavía alta entre las mujeres que no acabaron el primario y la más baja entre las mujeres que acabaron el primario o llegaron al secundario. En el último, las mujeres que no acabaron el primario tienen la fecundidad más alta, las que llegaron al secundario, la más baja y no se distinguen las que tienen estudios universitarios de las que acabaron el primario.

De Bolivia no tenemos más que los datos del censo de 2001, pero la pauta es clara y sencilla: la fecundidad disminuye mientras que aumenta el nivel educativo.

En Brasil, la pauta se mantiene entre los censos: las mujeres que tienen el nivel universitario tienen la fecundidad la más alta, y las que acabaron el primario o llegaron al secundario tienen la más baja.

En el censo de Chile de 1982, las mujeres que acabaron el primario y las que llegaron al secundario tienen la fecundidad la más baja; la más alta la tienen las mujeres que estudiaron en la universidad. En los censos de 1992 y de 2002, la pauta cambió un poco: las mujeres que cursaron en la universidad todavía tienen la fecundidad la más alta, pero la más baja la tienen las que no acabaron el primario.

En el censo colombiano de 1985, la fecundidad disminuye mientras que aumenta el nivel educativo. En el censo de 1993, las mujeres que acabaron el primario tienen la fecundidad la más baja y no hay diferencias entre las mujeres que pertenecen a otras modalidades. En el censo de 2005, las mujeres que no acabaron el primario y las que llegaron a la universidad tienen la fecundidad la más alta, y las que acabaron el primario o llegaron al secundario, la más baja.

En el censo costarricense de 1984, no hay diferencias de fecundidad entre los niveles de educación, sino que las mujeres que cursaron en la universidad tienen una fecundidad más alta. En el censo de 2000, no hay diferencias, sino que las mujeres que llegaron al secundario tienen la fecundidad más baja.

De Cuba no tenemos más que los datos del censo de 2002, pero la pauta es clara, sencilla y exactamente al revés de la de Bolivia: la fecundidad aumenta mientras que aumenta el nivel educativo.

Los resultados de los censos de Ecuador presentan una pauta que es probablemente constante, pero que no parece tal por el número de casos limitado: la fecundidad la más alta se encuentra en el nivel educativo más bajo y la más baja en los niveles medios; el nivel de educación más alto corresponde a una fecundidad media.

En el censo panameño de 1980, la fecundidad de las mujeres que no acabaron el primario es la más alta y no hay diferencias entre otros niveles. En el censo de 1990, la fecundidad de las

mujeres que no acabaron el primario sigue siendo la más alta, las mujeres que llegaron al secundario tiene la más baja y no hay diferencias entre las mujeres que acabaron el primario y las que cursaron en la universidad. En el censo de 2000, se encuentra la pauta del censo de 1980.

En el censo de 1993 de Perú, las mujeres que pertenecen a los dos niveles inferiores tienen la fecundidad la más alta y no hay diferencia entre las mujeres que llegaron al secundario y las que cursaron en la universidad. En el censo de 2007, las mujeres que llegaron al secundario tienen la fecundidad la más baja y las mujeres que no acabaron el primario y las que cursaron en la universidad tienen niveles de fecundidad iguales.

En el censo de 1985 de Uruguay, las mujeres que cursaron en la universidad tienen la fecundidad la más alta y no hay diferencias entre otros niveles. En el censo de 1996, no hay ninguna diferencia estadísticamente significativa entre los niveles de educación, pero la estimación de las mujeres que tienen educación universitaria es la más alta. En el censo de 2006 se encuentra la pauta del primer censo.

En los censos venezolanos de 198 y 19901, la fecundidad la más alta se encuentra entre las mujeres que no acabaron el primario y la más baja, entre las que llegaron al secundario; no hay diferencias entre las que acabaron el primario y las que llegaron a la universidad. En el censo de 2001, las mujeres que no acabaron el primario todavía tienen la fecundidad la más alta, no hay diferencias entre las mujeres que acabaron el primario y las que llegaron al secundario y las que cursaron en la universidad tienen la fecundidad la más baja.

DISCUSIÓN

En las figuras, presentamos las tasas por edad según la situación conyugal. Las distribuciones de las tasas por edad del matrimonio y de la unión consensual no tienen nada que ver con la distribución de las tasas por edad brutas, que suele tener su pico alrededor de los 25 años. Esta diferencia viene de que la mayoría de las mujeres no conviven ni en unión consensual ni en el matrimonio antes de los 20. Pero las que conviven pronto en su vida tienen una probabilidad muy alta de tener un hijo poco tiempo después del inicio de la convivencia. La TGF de cada forma de unión se calcula sumando las tasas por edad de cada unión y eso da una importancia alta a la fecundidad de las mujeres de menos de 20 años que conviven. Eso explica también el nivel alto de las TGF de la unión consensual y del matrimonio: corresponden al número de hijos de mujeres que convivirían sin interrupción en unión consensual o en el matrimonio de 15 a 49 años. Habíamos previsto agregar las curvas de las tasas por edad de todas las mujeres y también figuras de la proporción de las mujeres en cada estado de la situación conyugal por edad. Hubiera sido útil para mejor entender los resultados, pero no se puede hacerlo sin aumentar el tamaño del texto más allá de lo razonable.

Nuestros análisis tienen dos resultados importantes. El primero es que en general, la TGF de la unión consensual es más alta que la TGF del matrimonio. El segundo es que las distribuciones de las tasas por edad del matrimonio y de la unión consensual son muy similares a pesar de diferencias leves: hay unos casos en que las tasas de la unión consensual son más altas entre las mujeres de 15 a 20 años y más casos en que las tasas de la unión consensual son más altas entre las mujeres de 30 a 45 años.

La conclusión más general que se puede hacer de esos resultados es que en América latina, al menos desde los años 1980, la fecundidad de las mujeres depende de su edad y del hecho de convivir, pero no de la forma de la convivencia. Eso permite entender mejor la paradoja aparente entre los resultados de análisis biográficos en que la fecundidad del matrimonio es más alta que la de la unión consensual y el hecho de que la unión consensual se está difundiendo sin que cambia el ritmo del descenso de la fecundidad y que el número de hijos que nacen de padres que viven en unión consensual aumente. Esta paradoja tiene mucho que ver con el hecho de que las tasas estimadas a partir de datos biográficos no dan una imagen correcta del fenómeno en sociedades en que es común que las parejas conviven en unión consensual antes de casarse y tienen relaciones sexuales seguidas antes de convivir con la posibilidad que el embarazo provoque el inicio de la convivencia. Paradójicamente, estimar la fecundidad de las situaciones conyugales a partir de su valor medido en el año que sigue el nacimiento da una imagen más correcta de lo que existe en el mundo de hoy que a partir del tiempo vivido en las situaciones conyugales antes del primer nacimiento o entre los nacimientos después del primer.

Entre los efectos de las variables sociodemográficas, se destaca el contraste entre la evolución de las diferencias entre estados de la situación laboral y la evolución de las diferencias entre los niveles de educación. La relación de las mujeres con la actividad económica cambia: se sabe que la proporción de las mujeres que tiene un empleo aumenta y se sabe también que eso es vinculado, entre muchas cosas, al aumento del nivel educativo de las mujeres. Nos resultados muestran que la fecundidad de las mujeres ocupadas es más baja que la fecundidad de las mujeres inactivas y eso no sorprende. Lo que sí sorprende es la variación de las pautas de la relación entre el nivel de educación y la fecundidad. Se ve un varios censos que la fecundidad de las mujeres que tienen el nivel de educación más alta y de las mujeres que tienen el nivel más bajo supera la fecundidad de las mujeres que tienen nivel de educación medios, pero esta pauta no es universal y no parece tampoco que se mantiene una vez que ha aparecido en un país.

Se puede imaginar que se ve aquí una transformación en que se relaciona el descenso general de la fecundidad, la difusión del trabajo afuera de la casa entre las mujeres más educadas o de clase social más alta y la diferenciación entre la manera de conciliar la vida laboral y la vida

familiar según el nivel económico. En general, la fecundidad de las mujeres es más baja en 2005 que en 1985. Hay más mujeres con título universitario en 2005 que en 1985 y las mujeres que tienen título universitario trabajan más que las que tienen poca educación, trabajar fuera de la casa es más común entre las mujeres que tienen educación universitaria en 2005 que en 1985 o ambas cosas. Las mujeres que tienen educación universitaria tienen ingresos más altos que son suficientes para contratar a otras mujeres que se encargan del trabajo doméstico. Esta forma de conciliación de la vida laboral y de la vida familiar permitiría a las mujeres que tienen educación universitaria y que trabajan que tengan una fecundidad más alta que la de las mujeres que no tienen tanta educación pero que trabajan. Averiguar esta hipótesis necesita análisis diferentes.

REFERENCIAS

- Arriagada, Irma. 2007. Familias latinoamericanas: Cambiantes, diversas, desiguales. *Papeles de Población* 53: 9-22.
- Billari, Francesco y Aart Liefbroer. 2004. Is the Second Demographic Transition a useful concept for demography? Introduction to a debate. *Vienna Yearbook of Population Research* 2004: 1-3. http://hw.oeaw.ac.at/0xc1aa500d_0x0006201c
- Binstock, Georgina. 2010. Tendencias sobre la convivencia, matrimonio y maternidad en áreas urbanas de Argentina. *Revista Latinoamericana de Población* 3(6): 129-146.
- Breschi, Marco, Satomi Kurosu y Michel Oris (dir.). 2003. *The own-children method of fertility estimation. Applications in historical demography*. Udine: Forum Edizioni.
- Cabella, Wanda. 2009. Dos décadas de transformaciones de la nupcialidad uruguaya. *Estudios Demográficos y Urbanos* 24(2): 389-427.
- Caron-Malenfant, Éric y Alain. Bélanger. 2006. La fécondité des femmes de minorités visibles au Canada. En *Rapport sur l'état de la population du Canada 2003 et 2004*, sobre la dir. de A. Bélanger, p.79-96. Ottawa: Statistique Canada (91-209-XIF).
- Castro Martín, Teresa. 2001. Matrimonios sin papeles en Centroamérica: persistencia de un sistema dual de nupcialidad. En Luis Rosero-Bixby (Ed.), *Población del Istmo 2000: Familia, migración, violencia y medio ambiente*. San José, Costa Rica, Centro Centroamericano de Población, p. 41-65. http://ccp.ucr.ac.cr/libros/poblaist/pdf/poblacion_istmo.pdf
- Castro Martín, Teresa. 2002. Consensual unions in Latin America: persistence of a dual nuptiality system. *Journal of Comparative Family Studies* 33(1): 35-55.

- Castro Martín, Teresa, Clara Cortina, Teresa Martín García y Ignacio Pardo. 2011. Maternidad sin matrimonio en América Latina: un análisis comparativo a partir de datos censales. *Notas de Población* 93: 37-76.
- Castro Martín, Teresa, Teresa Martín García y Dolores Puga González (2008). Tipo de unión y violencia de género: una comparación de matrimonios y uniones consensuales. En Laura Rodríguez Wong (Org.), *Población y salud sexual y reproductiva en América Latina*, Río de Janeiro, Asociación Latinoamericana de Población.
http://www.alapop.org/docs/publicaciones/investigaciones/SSR_parteIV-1.pdf
- CEPAL. 2002. Vulnerabilidad sociodemográfica: viejos y nuevos riesgos para comunidades, hogares y personas. Brasilia, 6-10 Mayo 2002. LC/R.2086.
http://www.eclac.cl/publicaciones/xml/4/10264/LCR2086_ind.pdf
- Cerrutti, Marcela y Georgina Binstock. 2009. Familias latinoamericanas en transformación: desafíos y demandas para la acción pública. Santiago de Chile: CEPAL y UNFPA.
<http://www.eclac.org/publicaciones/xml/8/37438/sps147-Familias-latinoamericanas.pdf>
- Cho, Lee-Jay, Robert D. Rutherford y Minja Kim Choe. 1986. *The own-children method of fertility estimation*. Honolulu: University of Hawaii Press.
- Clapham, Christopher. 1998. *Diccionario de matemáticas*. Madrid: Editorial Complutense.
- Coleman, James S. 1981. *Longitudinal data analysis*. New York: Basic Books.
- De Vos, Susan. 2000. Nuptiality in Latin America. En Sandra L. Browning y R. Robin Miller (Eds.), *Till Death Do Us Part: A Multicultural Anthology on Marriage*. Stamford, CT: JAI Press. Pp. 219-243.
- Esteve, Albert, Ron Lesthaeghe y Antonio López-Gay. 2012. The Latin American cohabitation boom, 1970-2007. *Population and Development Review* 38(1): 55-81
- Frome, E. L. 1983. The analysis of rates using Poisson regression models. *Biometrics*, vol. 39, p. 665-674.
- García, Brígida y Olga Rojas. 2004. Las uniones conyugales en América Latina: Transformaciones en un marco de desigualdad social y de género. *Notas de Población* 78: 65-96.
- Grabill, Wilson H. y Lee-Jay. Cho. 1965. Methodology for the measurement of current fertility from population data on young children. *Demography*, vol. 2, p. 50-73.

- Greene, Margaret E. (1991). *The importance of being married: Marriage choice and its consequences in Brazil*. Doctoral Dissertation, University of Pennsylvania.
- Institut de la statistique du Québec (ISQ). 2012. *Naissances selon l'état matrimonial des parents, Québec, 1951-2011*. Québec : Institut de la statistique du Québec.
http://www.stat.gouv.qc.ca/donstat/societe/demographie/naisn_deces/naissance/410.htm.
 20 de Mayo 2012.
- Khlat, Myriam. 1992. Application des méthodes de l'épidémiologie à l'analyse de la mortalité différentielle: l'exemple des études de migrants. *Population*, vol. 47, n° 4, p. 933-960.
- Khlat, Myriam. 1993. Mortalité des Levantins en Australie, 1969-1983. *Population*, vol. 48, n° 4, p. 1072-1081.
- Kiernan, Kathleen. 2001. The rise of cohabitation and childbearing outside marriage in Western Europe. *International Journal of Law, Policy and the Family* 15(1): 1-21.
- Laplante, Benoît y María Constanza Street. 2009. Los tipos de unión consensual en Argentina entre 1995 y 2003: una aproximación biográfica. *Estudios Demográficos y Urbanos* 24(2): 351-87.
- Lesthaeghe, Ron. 1995. The Second Demographic Transition in Western countries: An interpretation. En K.O. Mason and A. Jensen (Eds.), *Gender and Family Change in Industrialized Countries*. Oxford: Clarendon Press, p. 17-62.
- Lesthaeghe, Ron (2010). The unfolding story of the Second Demographic Transition. *Population and Development Review* 36(2): 211–252.
- Masquelier, Bruno. 2008. Minorités ethniques et mortalité adulte en Afrique Subsaharienne. En *Démographie et Cultures, Actes du colloque de Québec, 2008*, de la Association Internationale des Démographes de Langue Française, p. 835-852. Québec (Québec).
<http://www.erudit.org/livre/aidelf/2008/001540co.pdf>. 20 de Mayo 2012.
- Parrado, Emilio y Marta Tienda. 1997. Women's roles and family formation in Venezuela: New forms of consensual unions? *Social Biology* 44 (1-2).
- Quilodrán, Julieta. 1999. L'union libre en Amérique Latine: aspects récents d'un phénomène séculaire. *Cahiers Québécois de Démographie* 28 (1-2): 53-80.
- Quilodrán, Julieta. 2008. Hacia la instalación de un modelo de nupcialidad post-transicional en América Latina. *III Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, ALAP, Córdoba*.

- Quilodrán, Julieta y Teresa Castro Martín. 2009. Nuevas dinámicas familiares. *Estudios Demográficos y Urbanos* 24(2): 283-912.
- Raley, R. Kelly. 2001. Increasing fertility in cohabiting unions: Evidence for the Second Demographic Transition in the United States? *Demography* 38(1): 59-66.
- Rindfuss, Ronald R. 1976. Annual fertility rates from census data on own children: Comparisons with vital statistics data for the United States. *Demography*, vol. 13, n° 2, p. 235-249.
- Rodríguez Vignoli, Jorge. 2004. Cohabitación en América Latina: ¿Modernidad, exclusión o diversidad? *Papeles de Población* 40: 97-145.
- Rodríguez Vignoli, Jorge. 2005. Cohabitación y matrimonio: Disparidades en el origen y en el desempeño y sus implicaciones en materia de protección social. En Irma Arriagada (Ed.), *Políticas hacia las Familias, Protección e Inclusión Social*. Santiago: CEPAL Serie Seminarios y Conferencias.
- Rodríguez Vignoli, Jorge. 2011. La situación conyugal en los censos latinoamericanos de la década de 2000: relevancia y perspectivas. CELADE, Serie Población y Desarrollo 99.
<http://www.eclac.org/publicaciones/xml/9/42709/lcl3293e-P.pdf>
- Rodriguez, German y John Cleland. 1988. Modelling marital fertility by age and duration: An empirical appraisal of the Page model, *Population Studies*, vol. 42, n° 2, p. 241-257.
- Rothman, Kenneth J., Sander Greenland y Timothy L. Lash. 2008. *Modern epidemiology*, 3ª edición. Philadelphia: Lippincot Williams & Wilkins.
- Schoumaker, Bruno. 2004. Une approche personnes-périodes pour l'analyse des histoires génésiques. *Population*, vol. 59, n° 5, p. 783-796.
- Seltzer, Judith A. 2000. Families formed outside of marriage. *Journal of Marriage and the Family* 62(4): 1247-1268.
- Sobek, Matthew y Sheela Kennedy. 2009. *The development of family interrelationship variables for international census data*. Minnesota Population Center (Working Paper No. 2009-02)
- United Nations (UN). 1983. *Manual X. Indirect techniques for demographic estimation*. New York: Department of International Economic and Social Affairs, United nations.
- Winkelmann, Rainer y Klaus F. Zimmermann. 1994. Count data models for demographic data. *Mathematical Population Studies*, vol. 4, n° 3, p. 205-221.

Cuadro 3

Estimación de la tasa global de fecundidad de las mujeres de países de América latina según su situación conyugal en los censos de los tres últimos ciclos. Estimación por el método de los hijos propios sólo y por el método de los hijos propios y la regresión de Poisson. Mujeres de 15 a 49 años. Datos censales de IPUMS. Estimación ponderada.

	Argentina			Bolivia		Brasil			Chile	
	1980	1991	2001	2001	1980	1991	2000	1982	1992	2002
TGF										
Todas las mujeres	2,90	2,71	2,30	2,84	3,71	2,49	2,04	2,36	2,21	1,58
Casadas	5,33	4,56	4,64	4,33	6,34	4,50	3,54	4,69	3,79	2,93
En unión consensual	5,90	5,73	4,74	5,15	6,68	5,12	4,32	4,72	4,22	3,22
Solas	0,59	0,72	0,77	1,01	0,65	0,72	0,79	0,80	0,88	0,79
Situación desconocida	—	—	—	—	2,30	3,68	—	—	—	—
TGF Poisson, referencia										
Casadas	5,21	4,76	5,17	4,00	6,28	4,79	2,50	4,49	3,82	3,17
En unión consensual	5,37	5,73	5,22	4,58	6,72	5,44	2,96	4,49	4,27	3,52
Solas	0,76	0,89	0,99	1,07	0,77	0,92	0,67	0,92	1,03	0,96
Situación desconocida	—	—	—	—	2,54	4,25	—	—	—	—
	Colombia			Costa Rica		Cuba		Ecuador		
	1985	1993	2005	1984	2000	2002	1982	1990	2001	
TGF										
Todas las mujeres	2,27	1,88	1,90	3,02	2,23	1,51	3,80	2,79	2,16	
Casadas	3,92	3,09	3,20	4,86	3,80	2,23	5,85	4,57	3,46	
En unión consensual	4,44	3,55	3,72	5,34	4,35	2,42	5,85	4,81	3,61	
Solas	0,74	0,65	0,88	1,35	1,06	0,58	1,13	0,73	0,68	
Situación. desconocida	0,63	0,42	0,67	—	—	—	1,32	0,94	0,89	
TGF Poisson, referencia										
Casadas	3,57	2,90	3,37	4,42	3,75	2,31	5,22	4,20	3,48	
En unión consensual	4,00	3,22	3,77	4,59	4,04	2,53	4,85	4,19	3,46	
Solas	0,79	0,73	1,07	1,41	1,35	0,64	1,10	0,76	0,78	
Situación desconocida	0,74	0,57	1,57	—	—	—	—	—	—	

Cuadro 4

Comparación de las estimaciones de la tasa global de fecundidad de las mujeres de países de América latina según su situación conyugal en los censos de los tres últimos ciclos.

Razón de la TGF de los últimos ciclos a la TGF del primer ciclo por el matrimonio y la unión consensual.

Razón de la TGF de la unión consensual a la TGF del matrimonio por censo. Estimación por el método de los hijos propios. Mujeres de 15 a 49 años. Datos censales de IPUMS. Estimación ponderada.

	Argentina			Bolivia		Brasil			Chile		
	1980	1991	2001		2001	1980	1991	2000	1982	1992	2002
Casadas	1	0,86	0,87			1	0,71	0,56	1	0,81	0,62
En unión consensual	1	0,97	0,80			1	0,77	0,65	1	0,89	0,68
En unión consensual	1,11	1,26	1,02		1,19	1,05	1,14	1,22	1,01	1,11	1,10
	Colombia			Costa Rica		Cuba			Ecuador		
	1985	1993	2005	1984	2000			2002	1982	1990	2001
Casadas	1	0,79	0,82	1	0,78				1	0,78	0,59
En unión consensual	1	0,80	0,84	1	0,81				1	0,82	0,62
En unión consensual	1,13	1,15	1,16	1,10	1,14			1,09	1,00	1,05	1,04
	Panamá			Perú		Uruguay			Venezuela		
	1980	1990	2000	1993	2007	1985	1996	2006	1981	1990	2001
Casadas	1	0,90	0,87	1	0,69	1	0,82	0,80	1	0,93	0,66
En unión consensual	1	0,86	0,89	1	0,67	1	0,94	0,71	1	0,91	0,65
En unión consensual	1,18	1,14	1,20	1,16	1,14	1,05	1,21	0,94	1,22	1,19	1,18

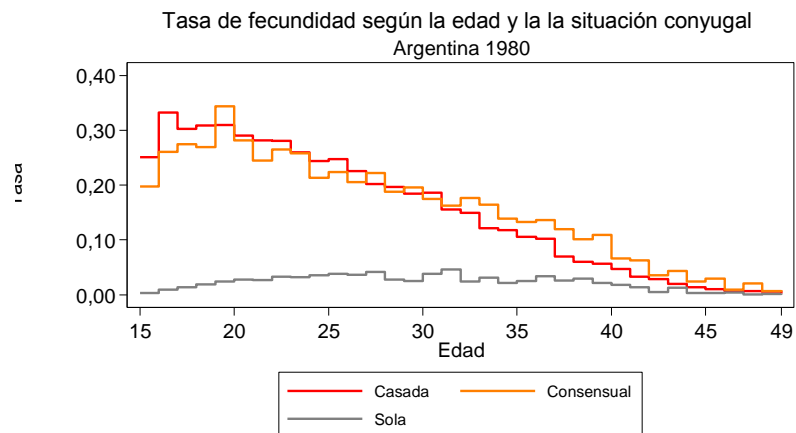
Cuadro 5

Efectos de las características sociodemográficas sobre la tasa de fecundidad por edad de las mujeres de países de América latina en los censos de los tres últimos ciclos estimada por el método de los hijos propios y la regresión de Poisson. Efectos netos de las tasas por edad y situación conyugal. Coeficientes en forma de razón de tasas. Mujeres de 15 a 49 años. Datos censales de IPUMS. Estimación ponderada.

	Argentina			Bolivia		Brasil			Chile		
	1980	1991	2001		2001	1980	1991	2000	1982	1992	2002
Nivel educativo											
Menos que el primario	1,14 ^{***}	1,19 ^{***}	1,22 ^{***}		1,18 ^{***}	Ref.	Ref.	Ref.	1,06 ^{**}	0,94 [*]	0,92 [*]
Primario	Ref.	Ref.	Ref.		Ref.	0,89 ^{***}	0,86 ^{***}	0,87 ^{***}	Ref.	Ref.	Ref.
Secundario	1,00	0,90 ^{***}	0,89 ^{***}		0,87 ^{***}	0,91 ^{***}	0,89 ^{***}	0,84 ^{***}	1,02	1,04 [*]	1,06 [*]
Universidad	1,29 ^{***}	1,10 ^{***}	1,05		0,86 [*]	1,10 ^{***}	1,09 ^{***}	1,09 ^{***}	1,50 ^{***}	1,32 ^{***}	1,28 ^{***}
Desconocido	—	0,79 ^{**}	—		0,82	0,87 [*]	—	—	—	—	—
Relación con la actividad económica											
Ocupada	0,58 ^{***}	0,69 ^{***}	0,68 ^{***}		0,77 ^{***}	0,72 ^{***}	0,68 ^{***}	Ref.	0,66 ^{***}	0,67 ^{***}	0,65 ^{***}
Desocupada	0,44 ^{***}	0,75 ^{***}	0,80 ^{***}		0,82 [*]	0,92 [*]	0,92 ^{***}	1,24 ^{***}	0,75 ^{***}	0,73 ^{***}	0,57 ^{***}
Inactiva	Ref.	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.	Ref.	1,78 ^{***}	Ref.	Ref.	Ref.
Desconocido	—	1,07	—		0,63 ^{***}	—	—	—	0,84 [*]	—	—
Fuera del universo	—	—	—		—	—	—	—	—	—	—
Ámbito											
Campo	1,12 ^{***}	1,16 ^{***}	1,11 ^{***}		1,29 ^{***}	1,23 ^{***}	1,23 ^{***}	1,10 ^{***}	1,18 ^{***}	1,07 ^{**}	1,00
Ciudad	Ref.	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Fuera del universo	0,00 ^{***}	0,00 ^{***}	—		—	—	—	—	—	—	—
Tenencia											
Propietario	Ref.	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Otro	1,17 ^{***}	1,14 ^{***}	1,06 ^{***}		1,19 ^{***}	1,02 ^{***}	1,03 ^{***}	1,09 ^{***}	1,11 ^{***}	1,12 ^{***}	1,09 ^{***}
Desconocido	—	1,05 [*]	—		—	0,99	—	—	—	—	—
Fuera del universo	—	—	0,02 ^{***}		0,12 ^{***}	—	—	—	0,08 ^{***}	0,07 ^{***}	0,17 ^{***}

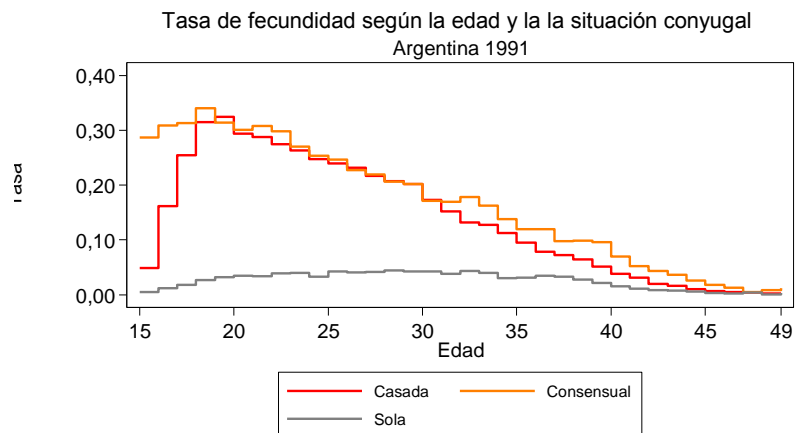
* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$. “Ref.”: modalidad de referencia de la variable. “—”: no se utiliza en este censo.

Argentina



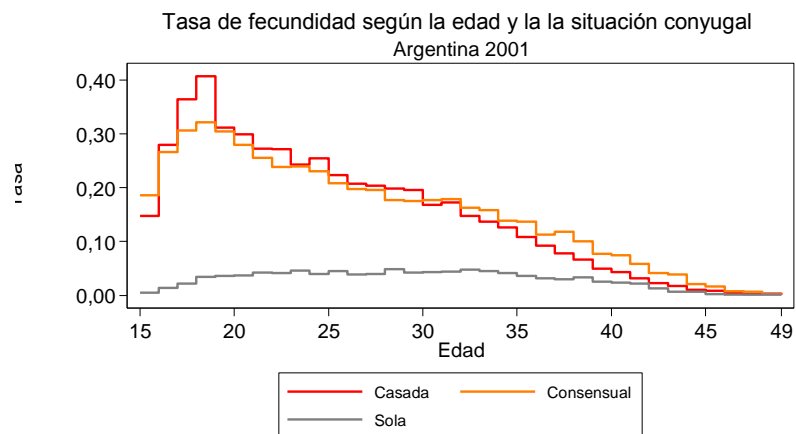
Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

Figura 1



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

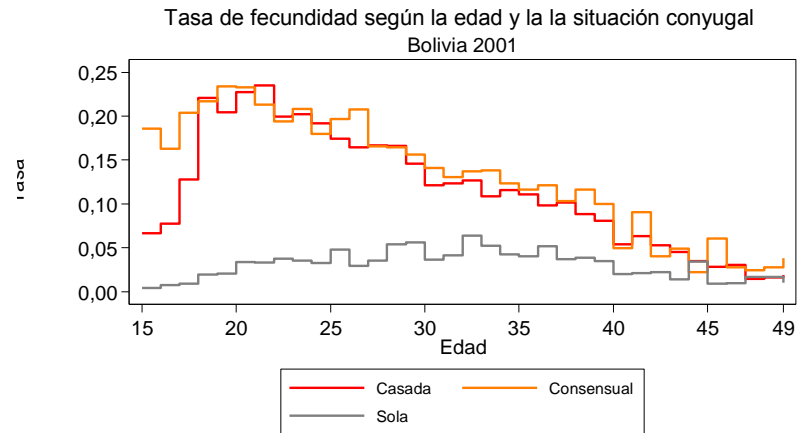
Figura 2



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

Figura 3

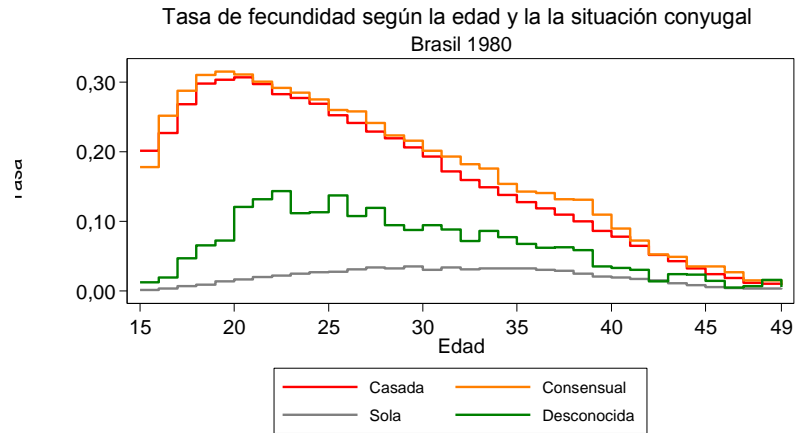
Bolivia



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

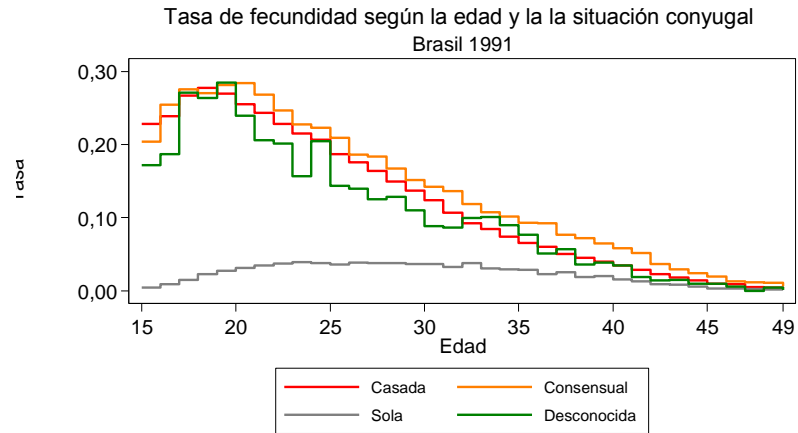
Figura 1

Brasil



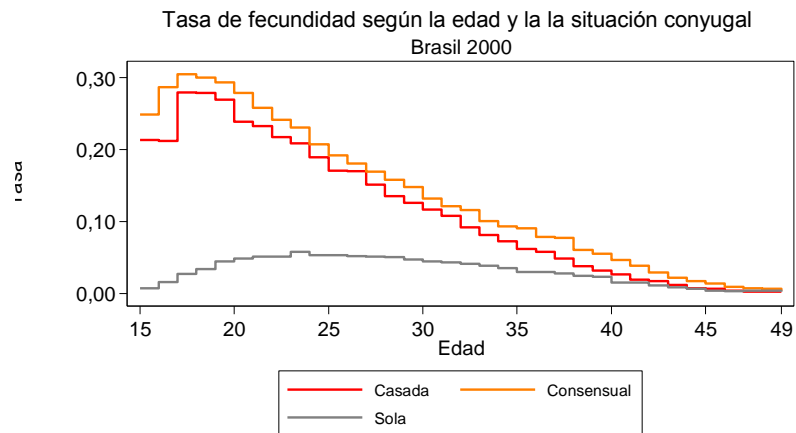
Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

Figura 1



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

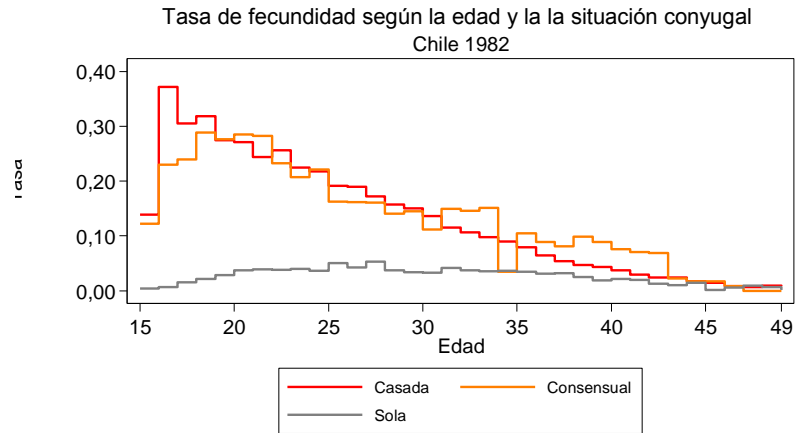
Figura 2



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

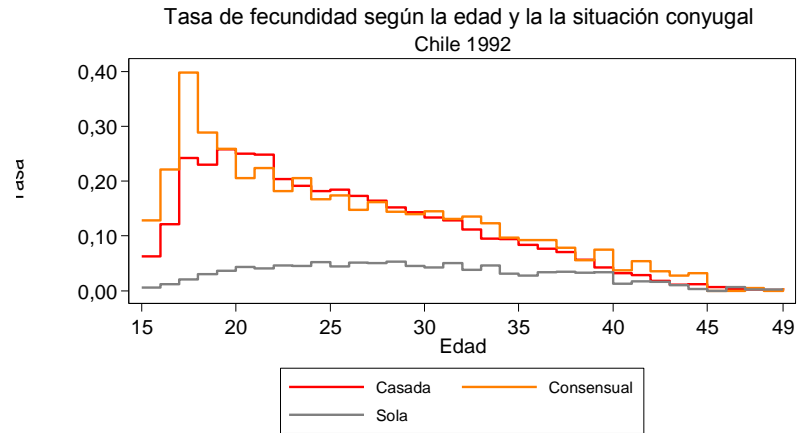
Figura 3

Chile



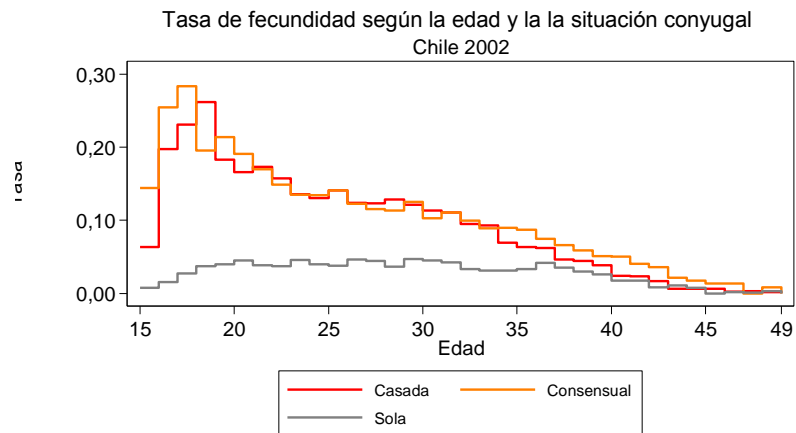
Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

Figura 1



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

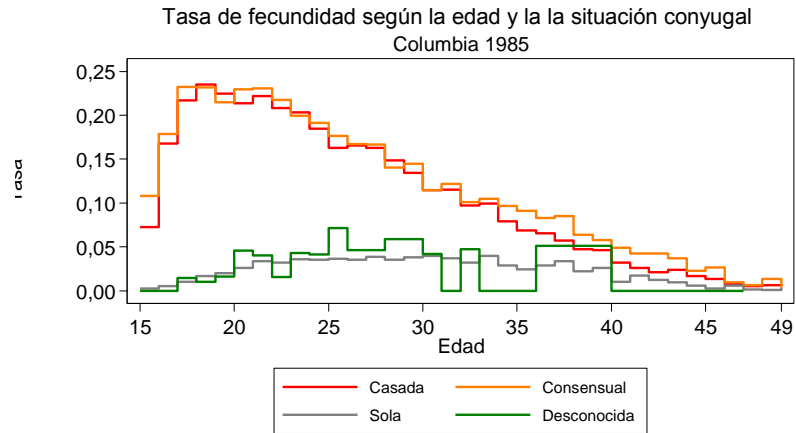
Figura 2



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

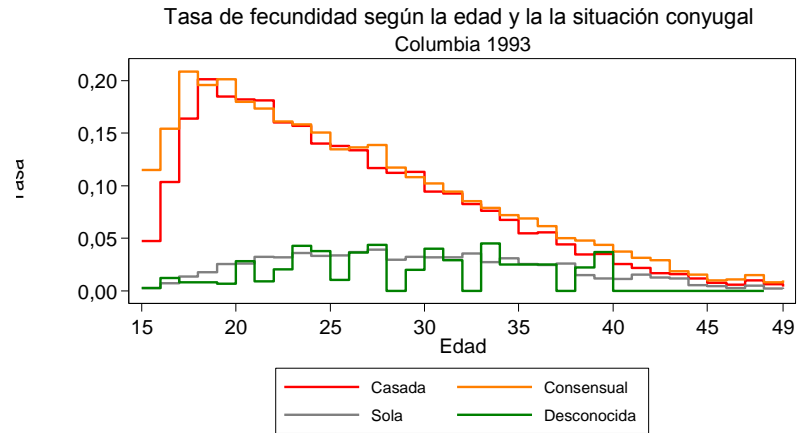
Figura 3

Colombia



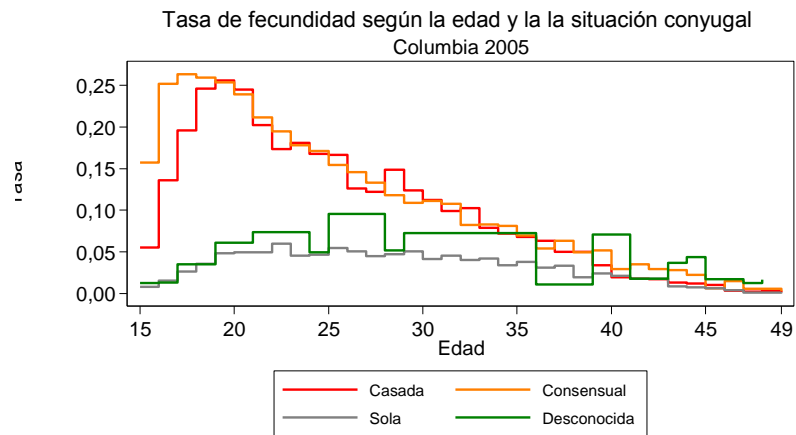
Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

Figura 1



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

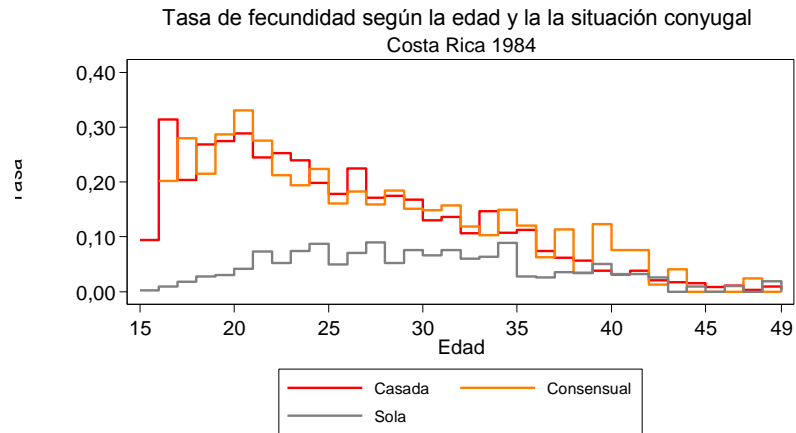
Figura 3



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

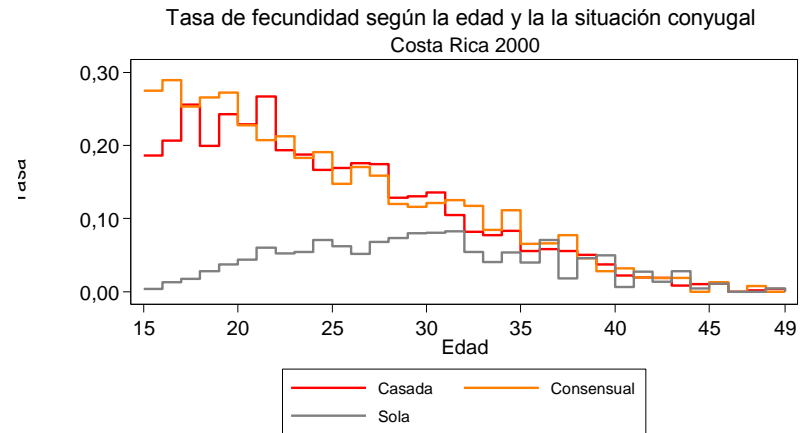
Figura 5

Costa Rica



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

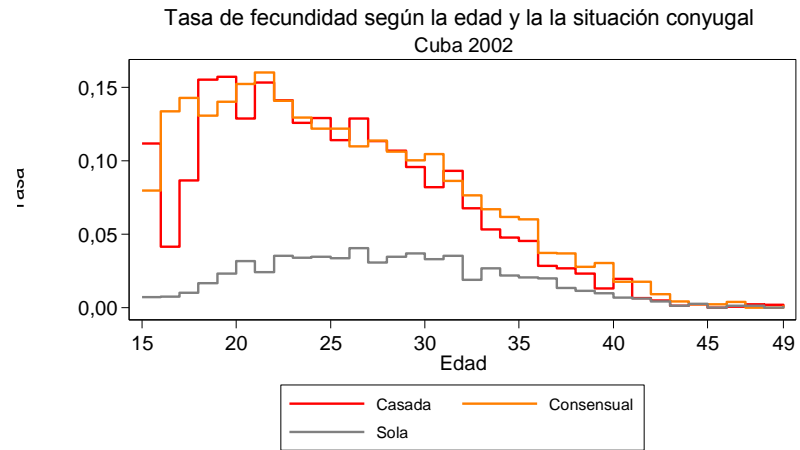
Figura 1



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

Figura 2

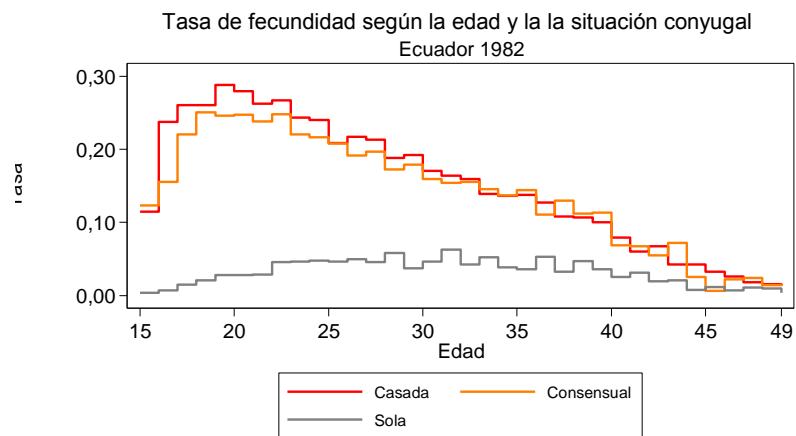
Cuba



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria y estaban inactivas. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

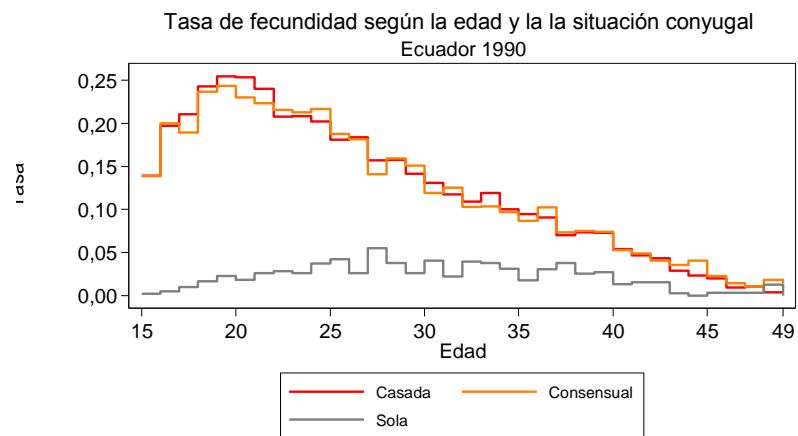
Figura 1

Ecuador



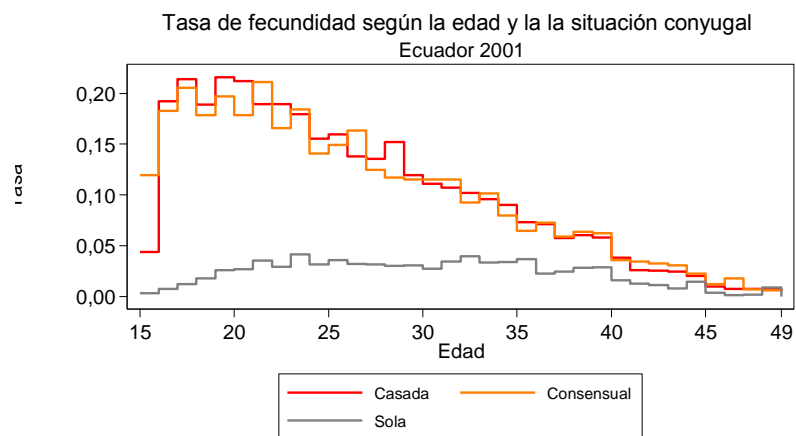
Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

Figura 1



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

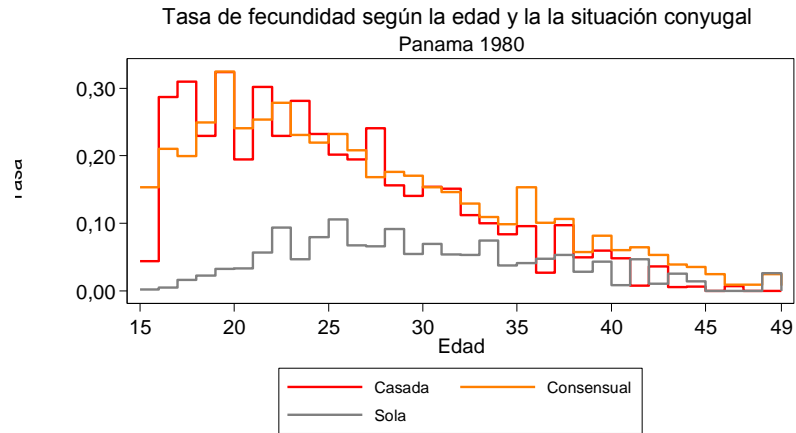
Figura 2



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

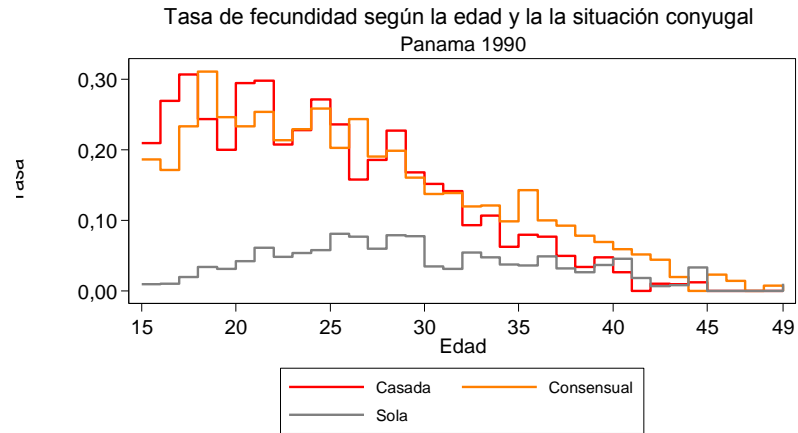
Figura 3

Panamá



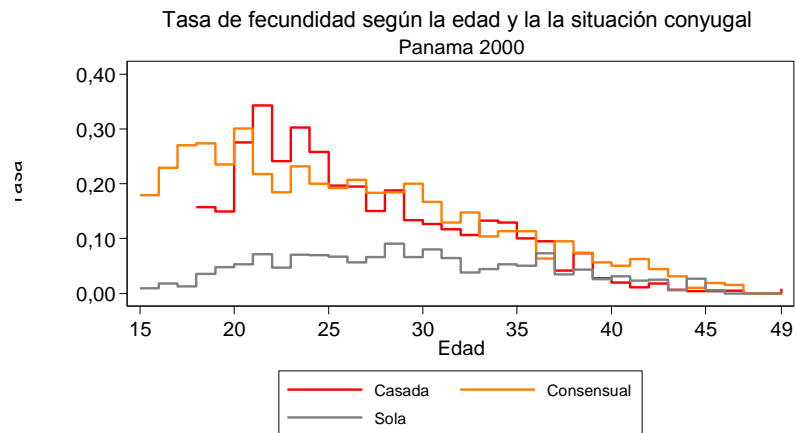
Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

Figura 1



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, y vivían en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

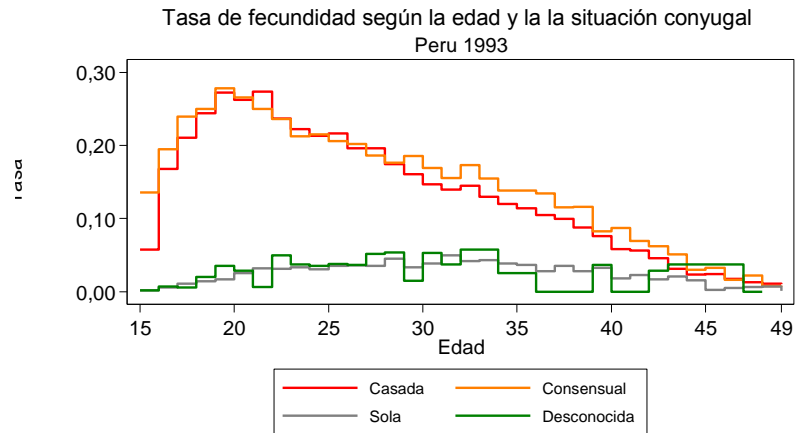
Figura 2



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

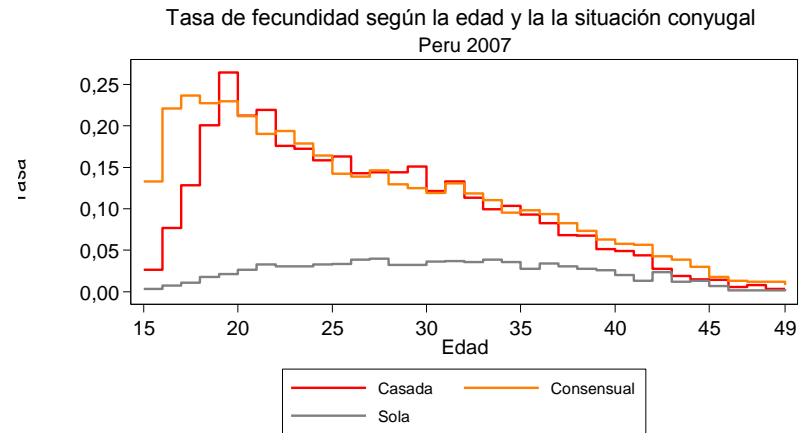
Figura 3

Perú



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

Figura 1

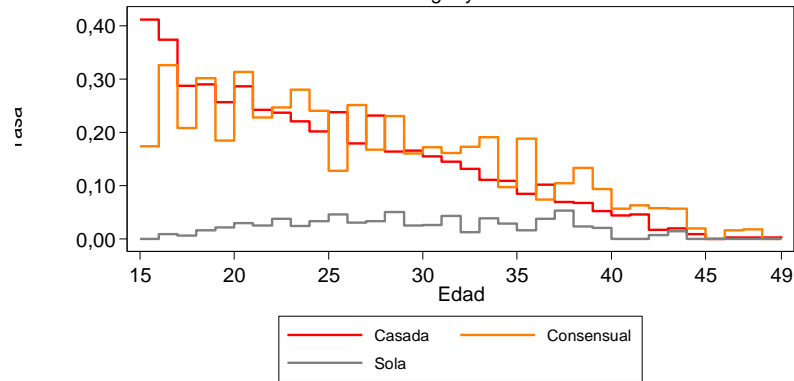


Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

Figura 2

Uruguay

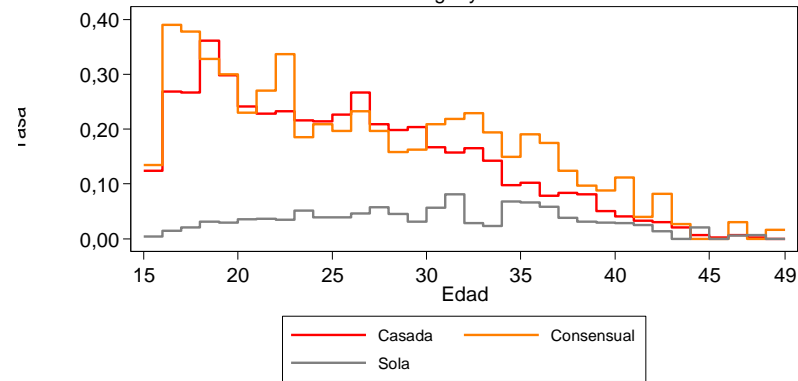
Tasa de fecundidad según la edad y la situación conyugal
Uruguay 1985



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

Figura 1

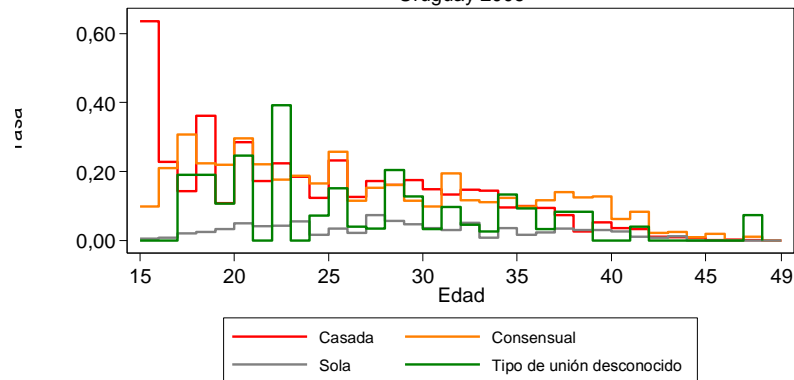
Tasa de fecundidad según la edad y la situación conyugal
Uruguay 1996



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas y vivían en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

Figura 2

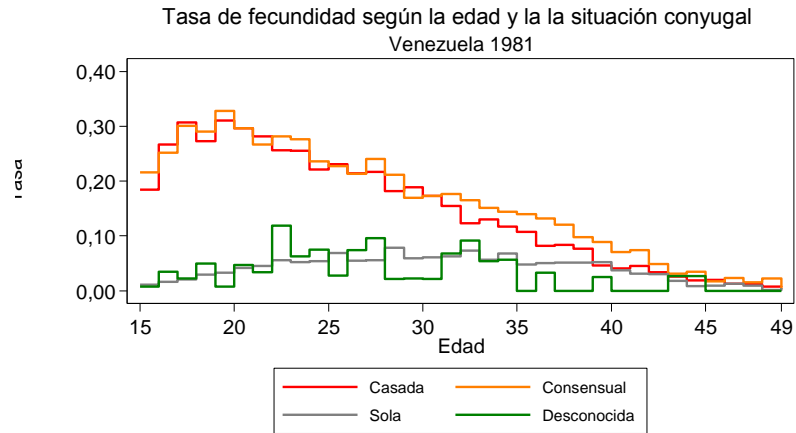
Tasa de fecundidad según la edad y la situación conyugal
Uruguay 2006



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas y vivían en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

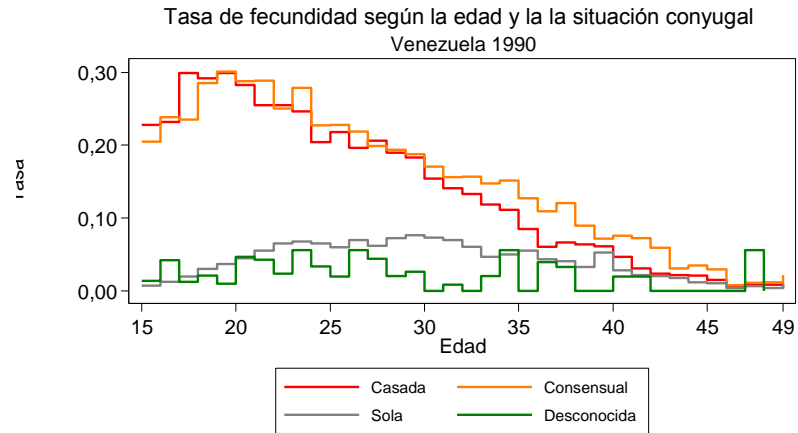
Figura 3

Venezuela



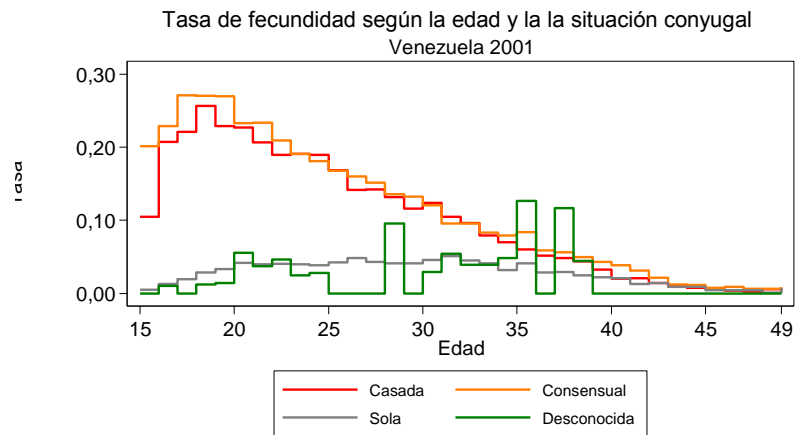
Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

Figura 1



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

Figura 2



Tasa de fecundidad predicha en el año del censo para las mujeres que tenían educación primaria, estaban inactivas, vivían en zona urbana y en un hogar dueño de su vivienda. Regresión de Poisson. Estimación ponderada. Datos de IPUMS.

Figura 3