

Evolución de los comportamientos de fecundidad por orden de nacimiento y por nivel educativo en Colombia y República Dominicana

Evolution of fertility behaviors by order of birth and by educational level in Colombia and the Dominican Republic

Elsa Ortiz Ávila*
Daniel Devolder**

ARTÍCULO ORIGINAL | Recibido: 20 de enero de 2018
Aceptado: 21 de febrero de 2018

Resumen

Durante el siglo XX América Latina ha sufrido importantes cambios, tales como un importante descenso de la fecundidad. La evidencia en la región apunta a que el nivel promedio de hijos alcanzados en la actualidad se puede considerar como bajo, sin embargo, persisten diferencias significativas al comparar la fecundidad por nivel educativo. De manera que el objetivo de este trabajo es analizar por nivel educativo la evolución de los comportamientos del primer hijo y hasta el tercero en Colombia y República Dominicana entre 1997 y el 2008. Llevaremos a cabo este objetivo a partir del cálculo de probabilidades de agrandamiento de la familia del momento. Las fuentes de información utilizadas son las Encuestas de Demografía y Salud (DHS) de dos países: Colombia (2010) y República Dominicana (2007). A modo de conclusión, encontramos cambios significativos en la intensidad del primer hijo y hasta el tercero por nivel educativo, observándose una disminución más significativa de los niveles para las mujeres de nivel educativo alto.

Palabras clave

Colombia, República Dominicana, nivel educativo, probabilidad de agrandamiento de la familia, fecundidad.

Abstract

In the course of the 20th century, Latin America has seen important social changes, such as a significant decline in fertility and an important increase in educational levels. Although the average levels of children reached in the region can be considered as low at present, significant differences persist between the different social groups and one of the most notable inequalities is perceived by educational level. So, our objective is to analyze by educational level the evolution of the behaviors of the first to the third motherhood in Colombia and the Dominican Republic between 1997 and 2008. In this paper, we use period parity progression ratio measures by educational level. For the empirical analysis, we use the Demography and health Survey (DHS) for two countries: Colombia (2010) and the Dominican Republic (2007). As a conclusion, we found significant changes in the intensity of the first, second and third motherhood by educational level, with more significant decreases in the levels for highly educated women.

Keywords

Colombia, Dominican Republic, educational level, parity progression ratio, Fertility.

* Doctora en Demografía. Universitat Autònoma de Barcelona. Profesora-investigadora del Instituto de Ciencias Sociales y Humanidades de la Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo. elsa_ortiz@uaeh.edu.mx

** Doctor en Demografía económica (Université Paris I). Profesor-investigador de Centre d'Estudis Demogràfics de la Universitat Autònoma de Barcelona. ddevolder@ced.uab.es

Introducción

Durante el siglo XX América Latina ha sufrido importantes cambios demográficos y sociales, tales como un importante descenso de la fecundidad acompañado por un aumento en el número de años de estudio de la población femenina. A mediados de la década de 1960 las mujeres de la región terminaban su período fértil con cerca de seis hijos por mujer, mientras que en el año 2000 este nivel se redujo a tres hijos (CEPAL, 2008). Si bien los niveles promedio de hijos alcanzados en la región se pueden considerar como bajos en la actualidad, persisten diferencias significativas entre los distintos grupos sociales y una de las desigualdades más notables se observa al comparar la fecundidad por nivel educativo. En este trabajo se establece en qué medida la explicación está asociada al aumento del nivel educativo de las mujeres. Por otra parte, estudiamos cómo el descenso de la fecundidad en las últimas décadas y las diferencias por nivel educativo se traducen en término de cambios en la intensidad para cada orden de nacimiento.

A principios del siglo XX los avances de la educación latinoamericana eran escasos y no hubo un cambio significativo antes de finales de la década de 1980 y principios de 1990 (CEPAL, 2011). Debido a esto, se extiende en la región la preocupación por la calidad de la educación junto con la necesidad de impulsar la formación de capital humano para el desarrollo económico y social (Braslavsky, 1999) y una de las principales políticas educativas instrumentadas en la década de 1990 consistía en la ampliación de los años de escolaridad obligatoria (Gajardo, 1999; Fischman et al., 2003). Posteriormente al año 2000, Latinoamérica presenta un alto nivel de acceso a la educación primaria (en promedio, la tasa neta de matriculación era del 94%), sin embargo, la educación secundaria tuvo una expansión mucho más limitada (la tasa neta de matriculación aumentó del 67% al 72%) (UNESCO, 2013).

En paralelo a esta transformación se puede observar que existen importantes diferencias en el nivel del índice sintético de fecundidad por nivel educativo en los últimos treinta años, evidenciando que las mujeres de nivel educativo más alto tienden a tener un menor número de hijos en com-

paración con las de menor nivel educativo (Castro-Martin y Juárez, 1995).

De manera que el objetivo principal en este trabajo es analizar la evolución de los comportamientos de fecundidad de dos países: Colombia y República Dominicana. La elección de trabajar con estos países radica en que en ellos existe una falta de información sobre la temática analizada, sobre todo en República Dominicana, además de que la metodología propuesta en este trabajo tampoco se ha llevado a cabo en estos países.

Llevaremos a cabo este objetivo a partir del cálculo de probabilidades de agrandamiento de la familia del momento (Period Parity Progression Ratio [PPPR en inglés]) que permite detallar la evolución de los comportamientos teniendo en cuenta el número actual de hijos que tienen las mujeres. El cálculo más habitual de las PPPR suele ser por cohorte de nacimiento, mientras que por período no se han calculado hasta la fecha para datos de países como República Dominicana y Colombia, y su uso es más habitual a partir de datos de países europeos y asiáticos, por lo que su aplicación al caso de estos dos países constituye un aporte al estudio de la fecundidad en este sentido. En este análisis esperamos que las diferencias por nivel educativo crezcan conforme aumente el orden de nacimiento. De manera que haya menos desigualdad por nivel educativo en la $PPPR_1$ que en la $PPPR_2$, y así sucesivamente.

Las fuentes de información utilizadas son las Encuestas de Demografía y Salud (DHS) de 2010 para Colombia y de 2007 para República Dominicana.

Antecedentes

En las últimas décadas la participación educativa y laboral de las mujeres ha aumentado de manera significativa en casi todo el mundo, paralelamente han ocurrido cambios concernientes a la reducción de la fecundidad y al retraso del inicio de la formación de la familia. Existen dos explicaciones referentes a estas transformaciones: la primera apunta a que las preferencias de las mujeres con nivel educativo alto difieren de los procesos de formación de una familia respecto de aquellas con nivel educativo bajo. Se ha documentado que un

mayor nivel de educación disminuye la preferencia de tener un mayor número de hijos, esto se debe a que los padres son más conscientes de los bienes sustitutivos en los que pueden gastar sus ingresos (Hicks y Martínez-Aguado, 1987). Además, el efecto del nivel educativo sobre el número de hijos deseados es negativo (Blossfeld y Huinink, 1991). Del mismo modo, el tener un nivel educativo alto se ha visto asociado a comportamientos más asertivos con respecto al uso de anticonceptivos y las decisiones dentro del matrimonio sobre el calendario del primer hijo y la planificación de los posteriores (Diamond, Newby y Varle, 1999; Mason, 1987; Westoff y Moreno, 1992). En este sentido, las mujeres más educadas priorizan en mayor medida su desarrollo educativo y profesional en comparación con las de menor nivel de educación (Lindstrom y Brambila, 2001).

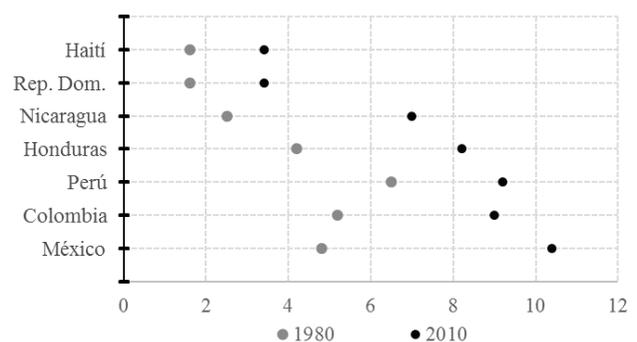
La otra explicación, más reciente y que está menos documentada, se ve relacionada con la prolongación o el aumento de la duración de los estudios. Si las mujeres con nivel educativo más alto permanecen por más tiempo estudiando formarán una familia más tarde (Blossfeld, 1995). La explicación al retraso de la transición a la primera maternidad radica en que la prolongación del tiempo que las mujeres pasan estudiando complica la estabilidad económica y la inserción en el mercado laboral, requisitos habituales antes de emprender una familia. Aunque la evidencia de la relación entre el aumento del número de años de estudios y el aplazamiento del inicio de la formación de la familia ha sido hasta ahora muy escasa, para países como Japón, Francia, Inglaterra y Bélgica se ha demostrado que la prolongación de los estudios de las mujeres está estrechamente relacionada con la postergación de la maternidad y con el efecto de tener menos hijos (Neels y De Wachter, 2010; Ní Bhrolchain y Beaujouan, 2012).

Posteriormente, con datos de las encuestas DHS, se observó que en diversos países existe una prevalencia significativamente mayor en el uso de anticonceptivos entre las mujeres con mayor nivel de educación (CEPAL, 2011). En países donde estas tasas son relativamente más altas, la prevalencia en el uso de anticonceptivos varía entre un 55% a 72% en las mujeres en unión sin educación, mientras que en las más instruidas alcanza entre un 70% y un 80%. Otro estudio sugiere que la expansión

educativa en la región podría ser la causante de todo el cambio comprobado en la proporción de mujeres que se convirtieron en madres, es decir, el aumento del nivel educativo produjo el 100% del cambio en las tasas de maternidad en países como Argentina, Brasil, Chile y Venezuela, y poco más del 50% en Colombia, Costa Rica, México y Nicaragua, y este cambio sobre todo se observa entre las mujeres con una educación universitaria (Rosero-Bixby et al., 2009).

En la mayoría de los países de América Latina el acceso a la educación y el aumento de los años de escolaridad han tenido una pronunciada progresión en las últimas tres décadas (UNESCO, 2011; Barro y Lee, 2010; Lutz y Samir, 2011). Para los países del estudio se distingue una heterogeneidad en el número promedio de años de educación de las mujeres de 25 a 29 años en 1980 y de la generación siguiente en 2010 (figura 1). En países como México estas mujeres alcanzaron un aumento de 5,6 años en este mismo periodo de tiempo (INEGI, 2008, 2009). En países como República Dominicana, donde el promedio de años de educación era inferior a 2 en 1980, se ha duplicado el número de años de estudio para el 2010; la misma situación se puede ver para Colombia, que casi ha duplicado de 5,2 a 9 años (CELADE, 2003).

Figura 1. Promedio de años de escolaridad de las mujeres de 25 a 29 años, 1980 y 2010

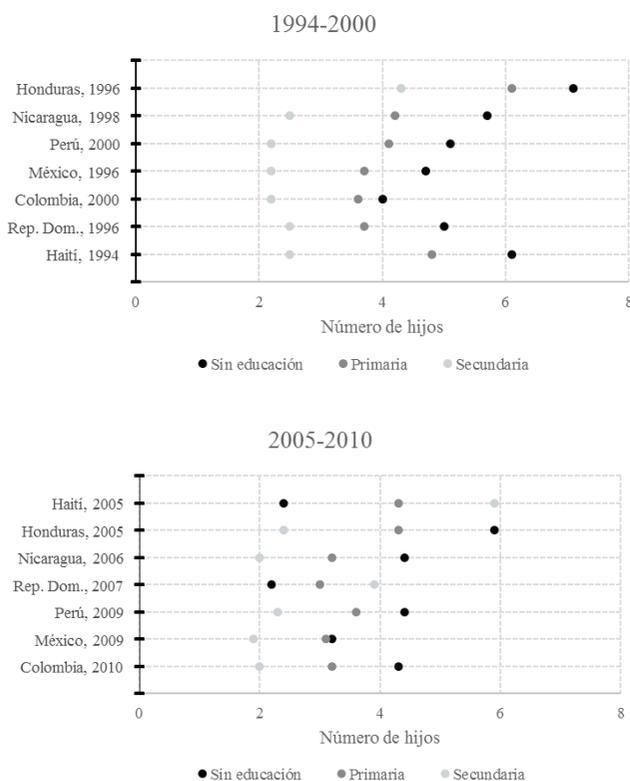


Fuente: Barro, R. y Lee, J. W. (2010). A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010. NBER Working Paper, N° 15902.

A mediados de la década de 1960 las mujeres de la región terminaban su período fértil con alrededor de seis o siete hijos por mujer, mientras que

para el año 2000 esta tendencia se redujo a tres hijos (CEPAL, 2008). Si bien hoy en día son bajos los niveles promedio de hijos alcanzados en la región, aún persisten diferencias significativas entre los distintos grupos sociales y, una de las desigualdades más notables se observa al comparar la fecundidad por nivel educativo (ONU, 2007).

Figura 2. Índice sintético de fecundidad por nivel educativo para distintos años



Fuente: México: INEGI. Mujeres y Hombres en México. Ed. 2008 y 2009.

Resto de países: CELADE-División de Población de la CEPAL, sobre la base de Encuestas de Demografía y Salud (DHS) y Centros para el Control y Prevención de Enfermedades (CDC).

A partir de datos de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL, 2008) se notan importantes diferencias al analizar el índice sintético de fecundidad por nivel educativo en los años ochenta y alrededor de veinte años después (figura 2). El descenso es muy visible entre los años noventa y dos mil, las mujeres sin educación tienen entre dos y cinco hijos más en comparación con las que han alcanzado al menos el nivel educativo

de secundaria. En el siguiente periodo (2005-2010) las diferencias anteriormente mencionadas son menores, pero persisten, lo cual nos confirma que las mujeres de nivel educativo más alto tienden a tener un menor número de hijos en comparación con las de menor nivel educativo.

Datos y métodos

Para el estudio utilizamos las encuestas DHS, para República Dominicana la realizada en el año 2007, mientras que para Colombia empleamos la de 2010. Uno de los motivos principales para el uso de las Encuestas de Demografía y Salud internacionales o DHS es que constituyen uno de los conjuntos de bases de datos para uso estadístico más importantes del mundo. Estas encuestas estudian las características demográficas, socioeconómicas y de salud en la mayoría de los países con niveles de desarrollo medio y bajo. Una de las principales ventajas de este sistema de compilación, procesamiento y análisis de información estadística consiste en las mismas bases de datos para los países del estudio.

Por su parte, la DHS de Colombia es la quinta encuesta quinquenal de demografía y salud que levanta Profamilia en Colombia, la primera fue levantada en 1990. El objetivo general es obtener información actualizada sobre aspectos demográficos y de salud de la población relacionados con los objetivos de la política colombiana de salud sexual y reproductiva. La DHS de Colombia es una encuesta que tiene como universo 49 167 mujeres de más de 14 años de edad de las viviendas elegidas. Esta encuesta se levantó en dos periodos, el primero en noviembre de 2009 y el segundo periodo también en noviembre de 2010.

La DHS de República Dominicana tuvo como objetivo obtener estimaciones representativas en los dominios de estudio de indicadores relevantes para la población de mujeres en edad reproductiva. La encuesta se hace para la población residente en el país y para las 27 195 mujeres de 15 a 49 años. La DHS de República Dominicana inició el 15 de marzo y finalizó el 8 de agosto.

En ambas encuestas se pregunta por el nivel educativo alcanzado y por el grado de estudio terminado al realizar la encuesta. De esta manera, se

asigna la edad de acuerdo al progreso oficialmente estipulado para cada nivel y se aproxima la edad al sumar el número de años o grados de estudio. Si la persona declara seguir estudiando se le asigna la edad que tiene en el momento del levantamiento de la encuesta. A partir de esta edad de finalización de estudios alcanzados se crean cuatro categorías: (1) el nivel bajo corresponde a las mujeres que finalizaron sus estudios antes de los 12 años de edad, (2) el nivel medio abarca a las que finalizaron entre los 13 y 18 años, (3) el nivel alto contiene a las mujeres que terminaron sus estudios con más de 18 años. La agrupación se hace dependiendo del rango estipulado de la educación obligatoria recomendado por la UNESCO (2006).

La evolución de los comportamientos de fecundidad se analizará a partir del cálculo de probabilidades de agrandamiento de la familia del momento (PPPR según el acrónimo en inglés) utilizando para dicho cómputo el factor de expansión. Estas probabilidades indican cuál es la proporción de mujeres sin hijos que tienen un primer nacimiento, o bien la proporción de mujeres con un nacimiento que tienen un segundo nacimiento, y así sucesivamente.

El cálculo de las PPPR fue introducido por Louis Henry (1953), tanto para el cálculo de generación como para el de periodo. A finales de los años ochenta y principios de los noventa, otros autores como Feeney (1983), Ní Bhrolcháin (1987), Feeney y Yu (1987) y Rallu y Toulemon (1993) retoman la senda de Henry, usando sobre todo un enfoque de periodo, el que asumimos en el presente trabajo.

El proceso de la fecundidad puede ser representado a través del movimiento de mujeres de una edad a otra y por el paso de una paridad a otra y los nacimientos de una mujer se pueden distinguir por un orden producido durante su vida fértil. Los nacimientos se convierten en eventos demográficos exclusivos (específicos y no repetibles) que pueden dar paso a uno siguiente; los nacimientos de orden j de las mujeres de paridad $j-1$ conducen a la transición a la siguiente categoría de paridad $j+1$. A raíz de esta sucesión de nacimientos se puede calcular la PPPR $_j$ para un periodo temporal. El cálculo de las PPPR se hace mediante la utilización de tablas de vida de fecundidad. Las funciones de estas tablas son idénticas a las tablas de mortalidad y se construyen casi de la misma manera.

En este trabajo las calculamos para cada año y tienen la misma dimensión de cohorte ficticia que cuando se calcula la tasa global de fecundidad tradicional, es decir que van enlazando tasas que pertenecen a generaciones distintas. En este sentido la PPPR de un año es la proporción de mujeres que tuvieron un hijo de orden j en años anteriores y que tienen otro hijo, de rango $j+1$, en el año considerado.

La PPPR $_j$ puede ser estimada de la siguiente manera:

$$PPPR_j(t) = 1 - \prod_{d=0}^{d=w} (1 - q_i(t, d))$$

Donde:

[$q_j(t, d)$] Probabilidad de tener un hijo de rango $j+1$ durante el año t para la mujer que tuvo un hijo de rango j en el año $t-d$, y todavía no ha tenido un hijo de rango $j+1$ al inicio del año t .

[w] Duración máxima. Para el primer hijo, w es igual a la edad máxima a la fecundidad de la mujer (49 años). A partir del segundo hijo, w es el número máximo de años del intervalo entre nacimientos que se sitúa en torno a los 12 o 13 años.

En el cálculo para el primer hijo (PPPR $_1$), el evento anterior corresponde al nacimiento de la madre y por lo tanto la duración es igual a la edad de la madre. Los dos eventos que se consideran en este caso son el nacimiento de la madre y el nacimiento del primer hijo. Dicha probabilidad mide la intensidad de la transición entre estos dos eventos. A partir del segundo hijo la duración correspondería al intervalo entre nacimientos.

En este trabajo el cálculo de las PPPR lo hicimos de manera separada para las tres categorías de nivel educativo anteriormente mencionadas. Es importante señalar que este indicador estima la probabilidad de tener un hijo, pero la probabilidad inversa (su complemento a uno) es de especial interés para el primer hijo puesto que permite medir la proporción de mujeres que no tienen hijos (nuliparidad). Debido a que la información disponible en el momento de estas dos encuestas corresponde a mujeres de 15 a 49 años, es necesario limitar el inicio del periodo de cálculo de estas probabilidades

a 10 años antes de la encuesta, cuando las mujeres de más edad tenían 39 años. El periodo de estudio va de 1997 a 2006 para República Dominicana y de 1999 a 2008 para Colombia. Optamos por este periodo de tiempo pues quisimos trabajar con años de información completos, por eso se descartaron los años en los que se levantaron las encuestas.

Las tablas de período, que permiten estimar indicadores de fecundidad controlando por la edad y la composición de la paridad de la población femenina en edad reproductiva, ofrecen un amplio conjunto de indicadores que permiten llevar a cabo un análisis exhaustivo del *quantum* y del *tempo* de la fecundidad. Por esta razón, además del cálculo de la PPRs es importante complementar el análisis con la información que provee la edad media (en el caso del primer hijo).

El cálculo de la edad media a la primera maternidad (EM1) se puede realizar a partir de las tablas de fecundidad por duración deducidas de las probabilidades $q_j(t,d)$ anteriores. Son equivalentes a la esperanza de vida de una tabla de mortalidad.

$$EM_j(t) = \sum_{d=0}^{d=w} (d + 0,5) \frac{n_j(t,d)}{\sum_{d=0}^{d=w} n_j(t,d)}$$

Donde:

$[n_j(t,d)]$ Nacimientos de orden 1 de la tabla de fecundidad correspondiente al año t, para la edad de la mujer.

$[d+0,5]$ Duración media al nacimiento dentro del intervalo.

Tanto la serie del PPR1 como de la EM1, al ser calculadas a partir de los efectivos reducidos de una encuesta de fecundidad, presentan variaciones aleatorias. Hemos procedido a suavizar estas series con un procedimiento iterativo basado en el uso de medianas móviles y de ventanas de Hann (algoritmo 4235H. Twice de Velleman que pertenece al conjunto de procedimientos del análisis exploratorio de datos de John Tukey) (Velleman, 1980).

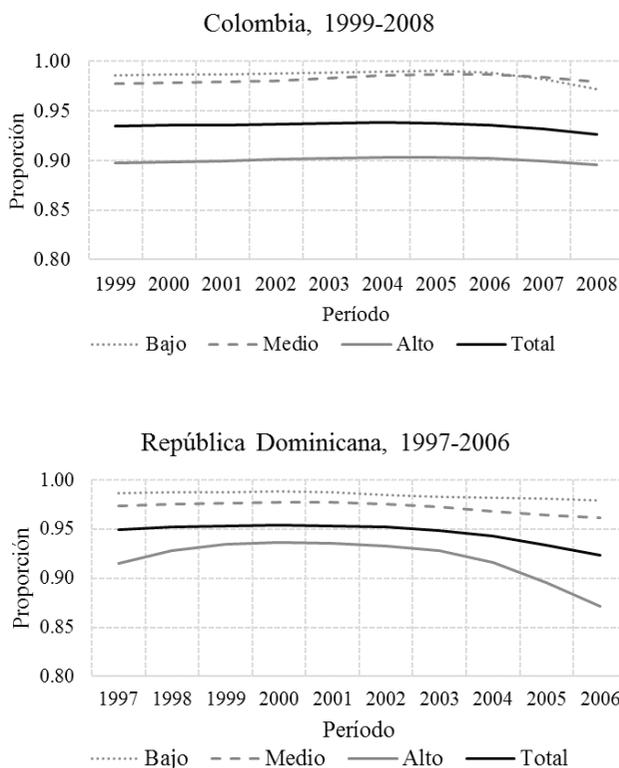
Evolución de los comportamientos de fecundidad para el orden de nacimiento uno, dos y tres por nivel educativo

Como mencionamos anteriormente, la evolución de los comportamientos de fecundidad se

analiza a partir de las probabilidades de agrandamiento de la familia para el orden uno (PPPR₁), dos (PPPR₂) y tres (PPPR₃).

Orden de nacimiento uno: A nivel nacional, en Colombia la fecundidad al momento del nacimiento del primer hijo (línea de color negro), no ha sufrido cambios importantes entre 1999 y 2005, esta era de alrededor de 93,5%, ya en los últimos tres años del periodo de estudio se observa una ligera disminución en la proporción, llegando a estar por debajo del 92,6% en el 2008. En República Dominicana, a diferencia de la estabilidad percibida en Colombia, existe una visible disminución del nivel de nacimientos de orden 1 al final del periodo de estudio. La proporción de mujeres de entre 15 y 49 años que tenía un primer hijo era de casi 95%, mientras que al final del periodo esta disminuyó 2 puntos porcentuales (pp.) (92%) (figura 3).

Figura 3. Probabilidad de agrandamiento de la familia para el orden de nacimiento 1



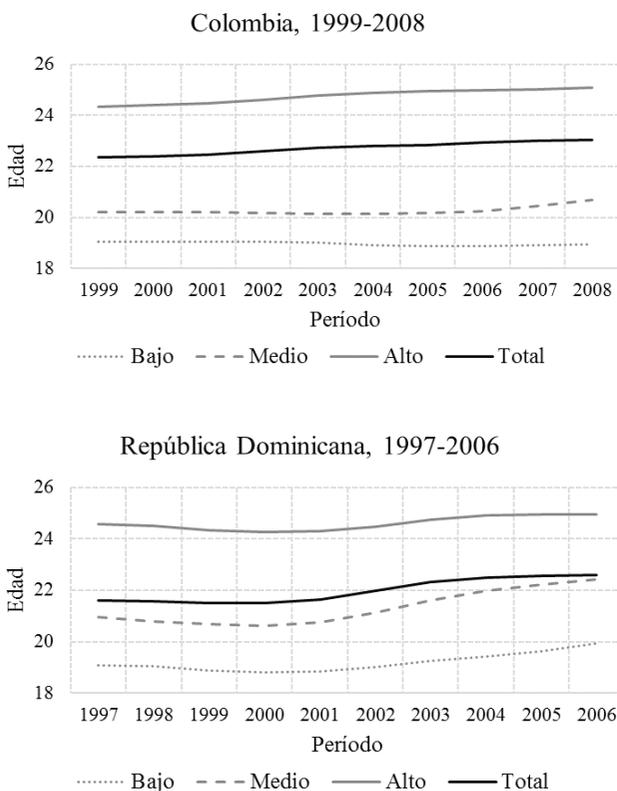
Nota: Curvas suavizadas.

Fuente: Procesamiento de los microdatos de la DHS, 2010 para Colombia y 2007 para República Dominicana.

Como mencionamos anteriormente, entre Colombia y República Dominicana vemos dos tendencias muy diferentes. República Dominicana muestra un claro descenso de la fecundidad en el nivel educativo más alto y a su vez menos diferencias entre los niveles educativos más bajos: en este país el descenso es generalizado; las mujeres de los tres niveles educativos tienden a disminuir la PPR₁, alrededor de 1,2 pp. para el nivel educativo bajo y medio, y de 4,4 pp. para el nivel más alto, entre 1999 y el año 2008.

Al contrario, en Colombia no hay un descenso en el nivel de fecundidad por nivel educativo como lo es en el caso anterior, pero las diferencias entre las dos categorías de menor nivel y la de mayor son mayores a 8 pp.

Figura 4. Edad media al nacimiento del primer hijo



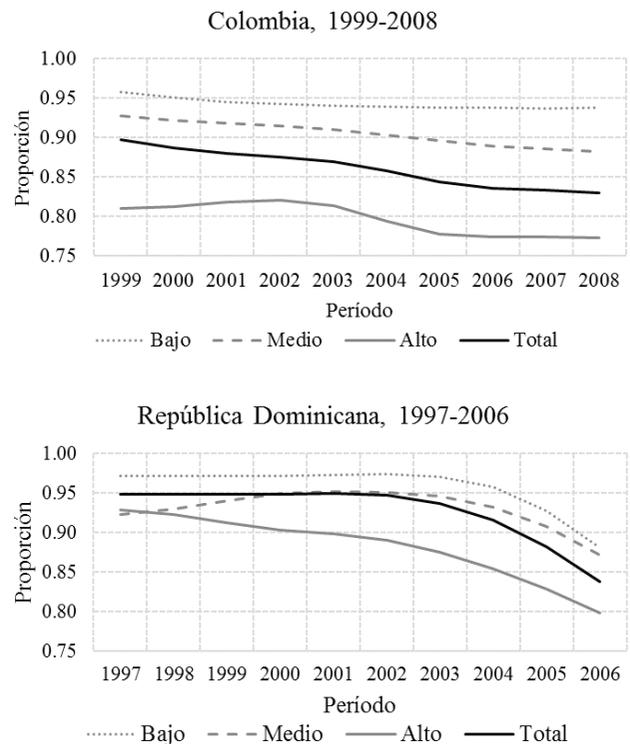
Nota: Curvas suavizadas.

Fuente: Procesamiento de los microdatos de la DHS, 2010 para Colombia y 2007 para República Dominicana.

En la figura 4 se muestra la edad media a la primera maternidad. La línea en negro muestra cómo en los dos países aumenta levemente la edad al nacimiento del primer hijo en el periodo de 10 años de estudio, aunque este aumento no es mayor a un año. Para Colombia el aumento en la edad es menor a ocho meses entre 1999 y el 2008, mientras que para República Dominicana es de un año. Las diferencias más importantes se encuentran entre la edad media de las mujeres con nivel educativo alto y bajo. Estas diferencias en la edad mediana de las mujeres con nivel educativo alto y bajo son de alrededor de 4 años para República Dominicana y de cerca de 6 años para Colombia.

Orden de nacimiento dos: Al igual que con la PPR₁, en el caso de la PPR₂ vemos dos tendencias importantes en los dos países. La primera es que a diferencia de la PPR₁, en esta probabilidad hay un descenso general y por nivel educativo en ambos países.

Figura 5. Probabilidad de agrandamiento de la familia para el orden de nacimiento 2



Nota: Curvas suavizadas.

Fuente: Procesamiento de los microdatos de la DHS, 2010 para Colombia y 2007 para República Dominicana.

El otro punto es que las diferencias entre niveles educativos son más altas que con la PPPR₁ para el caso de los dos países, pero sobre todo para Colombia. Es en este país donde estas brechas son mayores (alrededor de 14,5 pp.) en comparación con República Dominicana (menores a 10 pp.) comparando las dos categorías de estudio de los extremos. La probabilidad de tener un segundo hijo teniendo un primero es de 90% en el inicio del periodo y de 83% para el final en Colombia. El complemento a 1 indica que cerca del 10% de las mujeres entre 15 y 49 años no tuvieron un segundo hijo teniendo ya un primero, mientras que este aumentó a 17% en el 2008. Para República Dominicana el nivel máximo general es de 95% para 1997 y se reduce a 84% para el 2006. Esto nos indica que la probabilidad de tener un segundo hijo teniendo un primero es muy parecida al final de los periodos de estudios para ambos países, y que además tiene mayores diferencias por nivel educativo que las PPPR₁. En general, las mujeres de mayor nivel educativo tienen un conocimiento más amplio y un porcentaje más alto de utilización del uso de métodos anticonceptivos, una condición socioeconómica más ventajosa y una actitud menos enfocada hacia la reproducción que las de menor nivel (Castro-Martin y Juárez, 1995), lo que en parte explica una parte importante de la brecha que existe en los niveles de fecundidad de las mujeres de mayor y de menor nivel educativo.

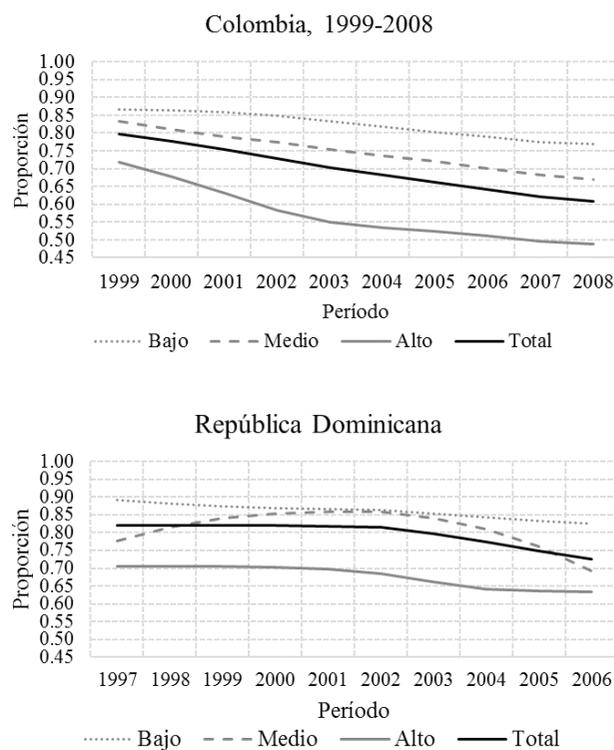
Orden de nacimiento tres: La evolución de la progresión al tercer hijo teniendo un segundo se puede observar en la figura 6. El nivel total de la fecundidad de estas mujeres tiene una disminución general. Algo que parece importante es ver cómo en los dos países las probabilidades de tener un tercer hijo continúan siendo más altas a inicio del periodo (Colombia: 20%; República Dominicana: 18%) y disminuyen al final (Colombia: 60%; República Dominicana: 73%).

Los niveles de fecundidad para PPPR₃ entre el nivel educativo alto y bajo son los más diferentes comparando con las PPPR anteriores. En Colombia los tres niveles educativos muestran distintos niveles, mientras que en República Dominicana las categorías bajo y medio tienen niveles muy parecidos en algunos momentos del periodo.

Todos estos resultados podrían indicar que existen factores asociados al nivel educativo que

enmarcan las diferencias antes mencionadas. Uno de ellos se puede ver ligado a las preferencias que tienen las mujeres de mayor nivel educativo con respecto a las de menor nivel. Esto ocurre porque el coste de tener hijos aumenta con las oportunidades de desarrollo profesional de la mujer (Becker, 1981; Blossfeld y Huinink, 1991). Otro factor se relaciona con el tiempo que una mujer pasa dentro del sistema educativo, el cual está vinculado con el retraso del inicio de la formación de una familia (Ní Bhrolchain y Beaujouan, 2012). Ambos elementos se relacionan con un aplazamiento de la maternidad y con un menor número de hijos de las mujeres con niveles educativos más altos.

Figura 6. Probabilidad de agrandamiento de la familia para el orden de nacimiento 3



Nota: Curvas suavizadas.

Fuente: Procesamiento de los microdatos de la DHS, 2010 para Colombia y 2007 para República Dominicana.

Conclusiones

Cuando las mujeres piensan en la maternidad por lo general piensan en términos de formar una familia, o en el aumento de su familia mediante el nacimiento de otro hijo. Sin embargo, existe evidencia de que persisten diferencias en el calendario o la intensidad de la fecundidad general entre los distintos grupos educativos.

Esto se puede observar al analizar la proporción de mujeres que no tuvieron hijos en los dos países. Los resultados obtenidos nos señalan que la proporción de mujeres sin hijos en Colombia fue de 6,5% en el inicio del periodo de estudio (1999), y de 7,5% para el final (2008). Lo que significó un aumento de un punto porcentual en este periodo. Son más notables los resultados obtenidos para la República Dominicana, el cambio pasó de 5% a 7,5% entre 1997 y 2006. Estos resultados de alguna manera nos indican que alrededor del 5 y 7,5% de mujeres a nivel nacional en ambos países no han tenido descendencia. Una de las hipótesis que se puede formular sobre este aumento de las mujeres sin hijos es que la expansión educativa en la región podría ser la causante de todo el cambio percibido, es decir, que el aumento del nivel educativo ha impulsado el cambio las tasas de mujeres sin descendencia.

Partiendo de que el nivel educativo es transformador de los niveles de intensidad de la fecundidad de orden 1, podemos mostrar que los niveles de nuliparidad en ambas sociedades son notablemente diferentes por nivel educativo. En Colombia, entre 1,4% en 1999 y 2,9% en 2008 de las mujeres con nivel educativo bajo no han tenido hijos, mientras que estos porcentajes son 7,9 veces más altos para las mujeres de nivel educativo alto a inicio del periodo y 3,8 veces mayores para el final. En República Dominicana también vemos estas mismas diferencias. Los porcentajes de mujeres sin hijos de nivel educativo alto son en promedio 6 veces mayores que los de las mujeres con nivel educativo bajo en el periodo de 1997 al 2006. Las diferencias entre las mujeres con mayor y menor educación son visibles, lo cual puede estar relacionado con un mayor uso de método anticonceptivos de las mujeres con niveles educativos altos o a un mayor enfoque hacia su educación o su carrera, lo cual aumenta el análisis del costo-beneficio de

tener hijos para estas mujeres. En esta investigación también mostramos que la probabilidad de tener un segundo hijo teniendo ya un primero tiene una disminución en la proporción de Colombia y de República Dominicana, mientras que por nivel educativo se ven las mayores diferencias, lo cual refleja una tendencia de las mujeres de nivel educativo alto a reducir el número de hijos. La probabilidad de tener un tercero en función de haber tenido un segundo es la que presenta una mayor disminución de la intensidad en general y por nivel educativo, si se compara con las dos probabilidades anteriores. Finalmente, el conjunto de oportunidades culturales, económicas y sociales que trae consigo la educación, se reflejan en los resultados de este trabajo. Es decir, que la probabilidad de tener un primer hijo, tener un segundo teniendo un primero y tener un tercero teniendo un segundo es siempre mayor para las mujeres de nivel educativo bajo en comparación con las de mayor nivel.

Podría decirse que una limitación del estudio se basa en no diferenciar por área de residencia; en América Latina es sabido que el rezago en la transición se presenta en los estratos sociales bajos, que viven en condiciones de pobreza y con menos educación. Esta situación se da en mayor medida en zonas rurales donde la mayoría de la población vive en esas condiciones, en las poblaciones marginales urbanas y en poblaciones indígenas, en las cuales la pobreza se une a las barreras culturales y lingüísticas que dificultan su acceso a la información sobre salud y planificación familiar.

Referencias bibliográficas

- BARRO, R. J., & LEE, J. W. . (2010). A new data set of Educational Attainment in the world, 1950-2010. *NBER Working Papers*, 15902.
- BECKER, G. (1981). *A treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- BLOSSFELD, H. (1995). Changes in the Process of Family Formation and Women's Growing Economic Independence: A Comparison of Nine Countries. *The New Role of Women: Family Formation in Modern Families*. Boulder, Colorado: Westview Press.
- BLOSSFELD, H. P., & HUININK, J. (1991). Human capital investments or norms of role transition: How women's schooling and career affect the pro-

- cess of family formation. *American Journal of Sociology*, 97(1), 143-168.
- BRASLAVSKY, C. (1999). *Re-haciendo escuelas: Hacia un nuevo paradigma en la educación latinoamericana* [Remaking schools: towards a new paradigm in Latin American education]. Buenos Aires: Santillana.
- CASTRO-MARTÍN, T. & JUÁREZ, F. (1995). The impact of women's education on fertility in Latin America: searching for explanations. *International Family Planning Perspectives*, 21(2), 52-57.
- CELADE (2003). *La fecundidad alta en América Latina y el Caribe*. Serie Población y Desarrollo.
- CEPAL (2008). *La fecundidad en América Latina: Un descenso acelerado y heterogéneo con profundas transformaciones demográficas y sociales*.: Observatorio demográfico, N° 5. Santiago de Chile.
- CEPAL (2011). *Panorama social de América Latina y el Caribe* (LC/G.2514-P). Santiago de Chile: Informes anuales, Publicación 201.
- DIAMOND, I., NEWBY, O. & VARLE, S. (1999). *Female education and fertility: Examining the links. Critical perspectives on schooling and fertility in the developing world*. Washington, D.C.: National Academy. Press.
- FEENEY, G. & YU, J. (1987). Period parity progression measures of fertility in China. *Population Studies*, 41(1), 77-102.
- FEENEY, G. (1983). Population dynamics based on birth intervals and parity progression. *Population Studies*, 37(1), 75-89.
- FISHMAN, B., et. al. (2003). Linking teacher and student learning to improve professional development in systemic reform. *Teaching and Teacher Education*, 19(1), 643-658.
- GAJARDO, M. (1999). Reformas educativas en América Latina. Balance de una década, *Cuaderno de trabajo*, 15. Santiago de Chile: Programa de Promoción de la Reforma Educativa en América Latina y el Caribe.
- HICKS, W. y MARTÍNEZ-AGUADO, T. (1987). Los determinantes de la fecundidad dentro del matrimonio en España. *REIS*, 39, 195-212.
- INEGI (2008). *Mujeres y Hombres en México, 2008*, Aguascalientes, México: Instituto Nacional de Estadística y Geografía.
- INEGI (2009). *Mujeres y Hombres en México, 2009*, Aguascalientes, México: Instituto Nacional de Estadística y Geografía.
- LINDSTROM, D. & BRAMBILA, C. (2001). Alternative theories of the relationship of schooling and work to family formation: evidence from Mexico. *Social Biology*, 48(3-4), 278-297.
- LUTZ, W. & SAMIR, KC. (2011). Global human capital: Integrating education and population. *Science*, 333(6042) 587-592.
- MASON, K. (1987). The impact of women's social position on fertility in developing countries. *Sociological Forum*, 2(4), 718-745.
- NEELS, K. & DE WACHTER, D. (2010). Postponement and recuperation of Belgian fertility: how are they related to rising female educational attainment? *Vienna Yearbook of Population Research*, 8, 77-106.
- NI BHROLCHÁIN, M. (1987). Period parity progression ratios and birth intervals in England and Wales, 1941-71: A synthetic life table analysis. *Population Studies*, 41, 103-126.
- NI BHROLCHÁIN, M & BEAUJOUAN, É. (2012). Fertility postponement is largely due to rising educational enrolment, *Population Studies*, 66(3), 311-327.
- ONU (2007). *World Population Prospects: The 2006 Revision*, Nueva York, 1.
- RALLU, L. & TOULEMON, L. (1993). Period Fertility Measures: the construction of different indices and their application to France, 1946-89. *Population*, 6, 59-94.
- ROSETO-BIXBY, L., CASTRO, T & MARTÍN, T. (2009). Is Latin America Starting to Retreat from Early and Universal Childbearing? *Demographic Research*, 20(9), 169-194.
- UNESCO (2011). UNESCO Data Centre. Recuperado de: <http://www.uis.unesco.org>.
- UNESCO (2013). UNESCO Data Centre. Recuperado de: <http://www.uis.unesco.org>.
- VELLEMAN, P. (1980). Definition and Comparison of Robust Nonlinear Data Smoothing Algorithms. *Journal of the American Statistical Association*, 75, 609-615.
- WESTOFF, F. & MORENO, L. (1992). *The demand for family planning: Estimates for developing countries. Family planning programs and fertility*. New York: Oxford University Press.