

## Trabajo de Investigación

Medwave. Año X, No. 8, Agosto-Septiembre 2010. Open Access, Creative Commons.

# Fecundidad y participación de la mujer en el mercado laboral en la costa Caribe y Colombia

**Autores:** Martha Yáñez Contreras<sup>(1)</sup>, Karina Acevedo González<sup>(2)</sup>, Nelson Alvis Guzmán<sup>(3)</sup>, Felipe Del Río Carrasquilla<sup>(4)</sup>

**Filiación:**

<sup>(1)</sup>Economista, Magíster en Economía, Magíster en Economía del Medio Ambiente y los Recursos Naturales, Universidad de Cartagena (Directora DIES).

<sup>(2)</sup>Candidata a Economista, Adscrita al Grupo de Economía de la Salud.

<sup>(3)</sup>Médico, Magíster en Salud Pública, Doctorado en Economía y Gestión de la Salud, Universidad de Cartagena (líder del grupo de economía de la salud).

<sup>(4)</sup>Candidato a Economista, Adscrito al Grupo de Economía de la Salud.

<sup>(5)</sup>Economista, Magíster en Ciencias Económicas, Universidad de Cartagena (líder del grupo mercado laboral).

**doi:** 10.5867/medwave.2010.08.4705

### Ficha del Artículo

**Citación:** Yáñez M, Acevedo K, Alvis N, Del Río F. Fecundidad y participación de la mujer en el mercado laboral en la costa Caribe y Colombia. *Medwave* 2010 Ago-Sep;10(08). doi: 10.5867/medwave.2010.08.4705

**Fecha de publicación:** 1/8/2010

**Origen:** resumen presentado en Congreso AES 2010

## Resumen

El objetivo del presente artículo está orientado a identificar los determinantes que explican las diferencias en las tasas de participación laboral de las mujeres con y sin hijos en la Costa Caribe y Colombia. Para tal propósito se realizaron modelos probit de los determinantes de la participación de cada grupo de mujeres, y se implementó el método de descomposición microeconómica aplicado a los modelos de elección binaria. Los resultados sugieren a que tanto en la Costa Caribe como en Colombia, las variables que explican dichas diferencias son: la escolaridad, la no tenencia de pareja y en menor medida la riqueza. Sin embargo, la mayor parte de estas diferencias son atribuidas a la estructura del mercado laboral que no permite que las mujeres pueden ejercer fácilmente sus dos roles en la sociedad: las de madres y las de trabajadoras.

**Palabras claves:** participación laboral femenina, fecundidad, descomposición microeconómica, probit.

## Introducción

De acuerdo al (Banco Mundial, 2003), a pesar de los progresos de los últimos años, las desigualdades de género en América Latina continúan y se traducen en pérdidas derivadas, entre otras, de la ausencia de la mujer en la actividad económica. El mismo informe señala que la participación de la mujer sigue estando muy por debajo de la de los hombres debido al predominio de patrones sociales tradicionales. En el caso de Colombia, según el Banco, la participación laboral de la mujer es de 56%, quienes a su vez, tienen un salario que representa el 84% del salario de los hombres. Estas diferencias, son mayores en las zonas en las que la mujer enfrenta mayores tasas de fecundidad y el número de personas dependientes es mayor, por esta razón, se recomienda que las políticas de empleo que se concentren en reducir

las barreras de acceso de la mujer al mercado laboral consideren sobre todo a las más pobres, incluyendo mecanismos que reduzcan la influencia de factores asociados a la decisiones de tener hijos como mecanismos de planificación familiar, oferta de guarderías y equidad en la distribución de las tareas domésticas.

Por su parte, la diversidad geográfica nacional está acompañada de notables diferencias en los patrones sociales, los cuales facilitan o dificultan la inserción de la mujer en el mercado laboral. Por ejemplo, de acuerdo a la Encuesta de Demografía y Salud del año 2005 (Profamilia, 2005), las mujeres de la Región Caribe, tienen su primer hijo a una edad inferior a la mediana nacional (1,5 años menos), revelando preferencias por la fecundidad claramente diferenciables por regiones. De manera

similar, las estadísticas del DANE para el periodo 2000-2005 muestran que la tasa de fecundidad en la misma región era de 99,55 en promedio, frente a una tasa promedio de fecundidad nacional de 79,60. Si a esto se adiciona que las diferencias regionales también se manifiestan en tasas de salarios diferenciadas, así como a diferentes niveles de desarrollo, surge la necesidad de realizar estudios regionales sobre la relación entre las decisiones de fecundidad y la participación femenina en el mercado laboral (DANE 2008).

El estudio de la fecundidad y la participación laboral de las mujeres es un tema de creciente importancia e interés por parte de los economistas y demógrafos, dadas las implicaciones de políticas que, per se, conllevan. La literatura sobre el tema, plantea una relación inversa entre estas dos actividades, debido a que tanto el trabajo como el cuidado de los hijos compiten por el tiempo de la mujer. En la Costa Caribe y Colombia, parece cumplirse esta incompatibilidad ya que las mujeres con hijos registran tasas de participación inferiores a las reportadas por las mujeres sin hijos. Para el tercer trimestre de 2008, por ejemplo, la tasa de participación de las mujeres fecundas en la Costa Caribe fue de 60,4%, mientras que las mujeres sin hijos registraron una tasa de 75,2%. Para Colombia, las tasas de participación en Colombia fueron de 67,8% y 77,9% respectivamente.

A su vez, al comparar el número total de hijos de la mujer y la tasa de participación laboral de las mujeres, se encuentra que muestran una relación inversa: durante el tercer trimestre de 2008, en la Costa Caribe, las mujeres con un hijo, mostraron una tasa de participación de 64,9%, mientras que las mujeres con cinco hijos o más, reportaron una tasa de 49,0%. En Colombia, las participaciones fueron de 70,8% y 60,3% respectivamente. A su vez, no sólo el número de hijos desincentiva la participación de la mujer, también lo hacen las edades de estos. En especial, las mujeres con hijos pequeños\* en la Costa Caribe y en Colombia tienen menos participación.

El hecho de que las mujeres con hijos registren tasas de participación inferiores a las reportadas por las mujeres sin hijos, lleva a indagar sobre cuáles son los determinantes de las diferencias en la participación de estos dos grupos de mujeres, lo que a su vez, conduce a responder los siguientes interrogantes adicionales: ¿son las características de las mujeres fecundas las que ocasionan su menor participación? ¿son las preferencias o las actitudes hacia el trabajo remunerado y/ o condiciones estructurales del mercado laboral?. Para responder estos interrogantes, se hará uso del método de descomposición microeconómica aplicado a los modelos de elección binaria.

La primera sección del artículo realiza una revisión de los referentes teóricos y empíricos sobre el tema; la segunda, describe la metodología propuesta; la tercera muestra los resultados de las estimaciones, y por último, se discute las principales implicaciones de estos.

## Referentes teóricos y empíricos de la relación entre la fecundidad y la participación en el mercado laboral

El estudio de las relaciones entre la participación femenina y la fecundidad, está enmarcado dentro de la denominada "Economía de la familia", iniciada en la Universidad de Columbia fundamentalmente por Mincer (1963)\* y Becker (1965). Bajo esta corriente, la familia es considerada como una institución compleja, que se comporta como un agente maximizador de utilidad y como una unidad productora de bienes y servicios.

\* hijos menores de 3 años.

\* Este autor considera que la omisión del costo del tiempo en el cálculo de la elasticidad ingreso de la demanda de cualquier mercancía, puede conducir a errores en su estimación.

Específicamente, las familias combinan tiempo y bienes de mercado para producir mercancías básicas que afectan directamente su función de utilidad. Ejemplos de estas mercancías producidas son comida, alojamiento, sueño, este último utiliza como insumos cama y casa (bienes de mercado) y tiempo. Otro de los productos domésticos de las familias son los hijos, cuya producción es intensiva en tiempo de la mujer.

El modelo propuesto por Becker y complementado por Willis (1973), asume que las familias maximizan su función de utilidad de la forma: (imagen 1)

Donde  $n$  es el número de hijos,  $q$  su calidad (cuánto se gasta en ellos, en tiempo y en dinero) y  $S$  el consumo de otros bienes y servicios. El producto de  $n$  y  $q$  lo consideró como "child services" o "cantidad total de calidad".

Cada uno de estos bienes y servicios es producido en el seno de los hogares, de acuerdo a una función de producción que tiene como insumos bienes y servicios adquiridos en el mercado y el tiempo de los miembros del hogar. Esta función de producción puede ser expresada como: (imagen 2)

Donde  $tc$  y  $xc$  son respectivamente, el tiempo y los bienes de mercado incorporados en la producción de  $nq$  ("child services") y  $ts$  y  $xs$  son respectivamente, el tiempo y los bienes de mercado requeridos en la producción de otros bienes y servicios ( $S$ ).

Para simplificar el modelo, Willis (1973) supone que (i) sólo la mujer y su esposo contribuyen al ingreso del hogar, (ii) que sólo el tiempo de la mujer es productivo en el hogar y que (iii) la estructura de precios relativos se mantiene constante. Bajo esos supuestos la demanda de bienes de mercado (insumos en la producción) de las familias, está limitado por sus ingresos a lo largo de la vida (imagen 3), ingresos que son iguales a los ingresos no laborales de la familia más el ingreso del esposo  $H$  y a los ingresos de la mujer ( $wL$ ). De esta forma, la ecuación de ingresos y de gastos de la familia puede ser expresada así: (imagen 4).

Donde:

- Salario por hora de la mujer, el cual depende de un parámetro  $k$  que refleja el capital humano (educación, experiencia) y de  $L$ . (imagen 5)
- Tiempo disponible de la mujer en el mercado laboral (en horas), es igual al tiempo disponible después del matrimonio ( $T$ ) menos el tiempo dedicado al hogar ( $t$ )\*. (imagen 6)

Al resolver simultáneamente la ecuaciones anteriores: la función de utilidad (1), la función de producción de las familias (2) y la restricción presupuestal (4), y, se obtiene una función de posibilidades de producción, la cual puede ser expresada implícitamente como: (imagen 7)

Las variables exógenas de la función de posibilidades de posibilidades de producción son  $H$ ,  $T$  y  $k$ . En este sentido, la función muestra para valores dados de las variables exógenas y para un nivel dado de la producción de  $S$ , el nivel máximo alcanzable de producción de  $C=nq$ , es decir, el número de hijos y cuánto se van a gastar en ellos (en tiempo y en dinero).

Dado que las familias asignan óptimamente sus recursos entre la producción de  $n$ ,  $q$  y  $S$ , estas deberán escoger el vector *tiempo* de la mujer ( $ts^*$  y  $tx^*$ ) y bienes de mercado ( $xs^*$  y  $xx^*$ ) que correspondan al vector ( $n^*$ ,  $q^*$ ,  $S^*$ ) el cual satisface la ecuación (7). La asignación del tiempo de la mujer entre producir en casa o en el mercado laboral, depende del costo de oportunidad de una hora adicional de trabajo en términos del valor de la producción doméstica perdida. Si se asume que la mujer puede trabajar una cantidad dada de horas a un salario constante de  $w$ , y que el precio del tiempo cuando no trabaja ( $L=0$ ) es  $w^{\wedge}$ , se tomará la decisión de participar en el mercado laboral si  $w^{\wedge}$  se iguala a  $w$ . En el caso en el que  $w^{\wedge}$  sea mayor, la mujer decidirá no participar.

*\*Como tanto el trabajo y el cuidado de los hijos requieren tiempo, se entendería que estas dos actividades son incompatibles, apoyando la relación inversa entre estas dos variables.*

Finalmente, Willis (1973) deriva explícitamente las correspondientes demandas de fecundidad y participación de la mujer en el mercado laboral: (imagen 8)

Donde es la función de demanda de número de hijos si la mujer no trabaja  $R=0$ ;  $N1$  es la demanda de fertilidad si la mujer trabaja ( $R=1$ ). Bajo estas funciones, el número de hijos depende de los ingresos del esposo, ingresos no laborales, el tiempo de la mujer y la participación en el mercado laboral. A su vez, la participación depende del consumo de bienes y servicios, los ingresos del esposo, ingresos no laborales y el capital humano.

Los primeros trabajos empíricos, estuvieron orientados a indagar por la relación entre los ingresos y la fecundidad, encontrando resultados ambiguos. Dentro de este grupo se destacan los trabajos de Easterlin (1968 y 1973), Butz y Ward (1979) y Devaney (1983).

Easterlin (1968 y 1973), parte de considerar que las aspiraciones económicas de los jóvenes (hombres) se forman en su hogar, durante la adolescencia. El balance entre las aspiraciones materiales así formadas y los ingresos recibidos por el joven en el mercado laboral, reciben el nombre de estatus económico relativo. Cuando los ingresos potenciales del joven esposo son insuficientes para satisfacer sus aspiraciones materiales, la joven pareja limita su fecundidad a fin de poder destinar mayor cantidad de sus limitados recursos económicos al consumo de otros bienes. De la misma forma si el ingreso del joven excede lo requerido para satisfacer sus necesidades económicas, la pareja incrementa su fecundidad. Easterlin (1968 y 1973) comprobó esta hipótesis para Estados Unidos, mostrando que existe una relación positiva entre los movimientos de la tasa específica de fertilidad a través del tiempo y el *índice de ingreso relativo intergeneracional*, calculado a partir de la proporción entre el ingreso actual del esposo y el nivel de ingreso experimentado por este durante su adolescencia en su hogar de crianza. Este autor concluye también que la fecundidad se mueve procíclicamente.

En un trabajo posterior, Butz y Ward (1979), afirman que el status económico relativo no es el factor más importante en la explicación de la fecundidad. Este papel, se lo asignan a la variación en los salarios. Estos autores, también encontraron un carácter contracíclico en el comportamiento de la fecundidad, debido a que en etapas expansivas del ciclo económico, el efecto sustitución del incremento en los salarios femeninos, que incentiva a trabajar un mayor número de horas, domina en este periodo el efecto ingreso. En este caso, existirá mayor participación en el mercado laboral y menor fecundidad. Esta clara diferencia con los resultados de Easterling, impulsó el estudio de la relación en el terreno macroeconómico (Becker Gary 1988; Ping Wang, Chong K Yip et al. 1994).

Siguiendo la corriente de Easterlin, el trabajo de Devaney (1983), utiliza una base de datos relativa a fecundidad y participación de la fuerza laboral femenina en E.E.U.U en el periodo 1947-1977. Los resultados de este análisis muestran una alta correlación entre fecundidad y oferta de trabajo femenino, y que los factores que disminuyen la fecundidad incrementan la participación de la mujer y viceversa. A este respecto, el ingreso económico relativo arrojó un significativo y positivo efecto sobre la fertilidad y un negativo efecto sobre el trabajo femenino.

Por su parte, en los estudios empíricos, no existe pleno consenso, sobre la dirección de la causalidad entre la participación y la fecundidad. Weller (1977) indica cuatro posibles relaciones causales: a) que la fertilidad afecte la participación laboral; b) que la participación laboral afecte a la fertilidad; c) que se afecten mutuamente; o d) que se tenga una relación espuria. Las investigaciones más recientes, estudian conjuntamente las decisiones de tener hijo y participar en el mercado laboral.

Dentro de los estudios que consideran que la que la

fertilidad afecta la participación laboral se encuentra el de Francés y Santana (2000), quienes usando la Encuesta sobre condiciones de vida y hábitos de la Población de la Región Metropolitana de Barcelona (1995) e incorporando la dimensión espacial a través de un modelo mismatch espacial, encuentran que la tenencia de por lo menos un hijo menor a 6 años, repercute negativamente en la probabilidad de que una mujer participe en el mercado laboral, dado que la presencia de hijos de corta edad supone costos asociados con su cuidado. De manera similar, González, Pérez et al. (1999), también encuentran que para Castilla y León, la presencia de cada hijo menor de 6 años, reduce la probabilidad de participación en más de un 9%.

Por otro lado, Álvarez (2002), usando modelos probit alternantes analiza el efecto exógeno que tiene la participación en el mercado laboral sobre la decisión de una mujer española de tener su primer hijo, segundo y tercero. Las estimaciones arrojaron incompatibilidad entre la participación y la fecundidad dado que ambas actividades requieren tiempo de la mujer, además se encontró que la participación en España reduce la probabilidad en un 68% de tener el primer hijo, un 80% para el segundo y un 78% para el tercero. Se destaca que la variable más importante para explicar la participación laboral es la educación y esta última, tiene una relación positiva con la fecundidad. La razón para lo anterior, Álvarez lo atribuyó a que las mujeres más educadas, tienen una mayor capacidad para sustituir su propio tiempo en el cuidado de los niños por el de servicios privados como guarderías, niñeras, etc.

Las investigaciones más recientes, estudian conjuntamente las decisiones de tener hijo y participar en el mercado laboral. Dentro de este grupo se encuentra el trabajo de Bratti (2003) desarrollado para Italia, quien al igual que Álvarez (2002), resalta el papel de la educación. Específicamente, Bratti (2003) está interesado en probar la naturaleza endógena de la educación, pues las fuertes preferencias por el trabajo pueden incidir en las decisiones de invertir en más educación, y de aquí que se tenga baja fecundidad, sin embargo, usando un estimador de Variables Instrumentales No Lineal, descarta que la educación sea endógena con la participación laboral y la fecundidad. A su vez, Bratti, considera que la educación actúa a través de diversos canales sobre la fertilidad. En primera instancia lo puede hacer indirectamente, al incidir sobre la edad en que se da el matrimonio, incluso sobre la duración de éste; o directamente, cuando afecta el número de hijos a tener luego del matrimonio. Se confirma que el mayor nivel educativo incrementa el enganche de las mujeres en el mercado de trabajo, y a la vez que las más educadas posponen la tenencia de hijos; esto último ha sido hallado también por (Rindfuss, Morgan et al. 1996) para EE.UU.

Por su parte, Engelhardt, Kögel et al. (2004) empleando series de tiempo para seis países desarrollados [1] entre 1960 y 2000 y aplicando un modelo de Vector de Corrección de Errores y test de inestabilidad paramétrica, encuentra que la causalidad entre la fecundidad y la

participación se da en ambas direcciones, y que los factores normativos sociales e institucionales son los principales determinantes de ambas variables. En esta misma línea, se encuentra el trabajo de Del Boca, Pasqua et al. (2006), quienes buscan explorar el impacto de las políticas sociales y las características de los mercados laborales en las decisiones conjuntas de la mujer relativa a trabajar y tener hijos en los países de la Comunidad Económica Europea. Estas autoras, consideran que la implementación de políticas sociales, tales como la flexibilidad de horarios, suministro disponible de servicios de atención infantil y la licencia de maternidad, elimina la incompatibilidad ente el trabajo y la fecundidad. De allí, que a partir de mediados de la década de los ochenta, los países de la Europa occidental con mayores participaciones, también sean los de mayores tasas de fecundidad.

[1] Francia, Italia, Suecia, Reino Unido, Alemania y EE.UU.

Dentro de los trabajos que consideran una relación muy débil entre la fecundidad y la participación, se encuentra el de Elízaga (1947) quien compara la participación de las mujeres de América latina con la de las mujeres en los países industrializados, llegando a la conclusión que en estos últimos, la participación de la mujer es más alta debido al mayor desarrollo de sus economías e instituciones sociales y el mayor nivel educativo alcanzado. Además, considera que la fecundidad no explica la totalidad de los diferenciales entre los dos grupos de mujeres ya que dado que la fecundidad está asociada negativamente con la educación, y esta última variable asociada positivamente con la participación, en un principio es difícil anticipar que parte explica cada una aisladamente.

Benvin y Peticara (2007), al intentar explorar los determinantes del aumento en la participación femenina en Chile para el período 1990-2003, a través del modelo de descomposición microeconómica, fundamentado en Yun (2000 y 2003), encuentran que los cambios en la fertilidad no tienen un efecto notable sobre la decisión de participar, incluso cuando se controla el modelo por el ciclo económico. Sin embargo, al examinar los modelos probit de la decisión de participación de la mujer, se encuentra una relación negativa y significativa entre estas dos variables.

En Colombia, el tema de la participación femenina y la fecundidad en el mercado laboral no ha sido abordado explícitamente. Estos se concentran principalmente en considerar a la fecundidad como una variable más de la decisión de participación de las mujeres. Charry, (2003), por ejemplo, haciendo uso de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE), construye una función probit para analizar los principales determinantes de la participación laboral de las mujeres que no son cabeza de hogar en Colombia. Este autor, encontró que el número de hijos menores de seis años tiene efecto negativo y significativo en la probabilidad de participación.

Arango, Posada, et al. (2003), realizan la estimación econométrica de un modelo probit para la participación laboral de cuatro categorías de miembros del hogar: mujeres comprometidas, no comprometidas, hombres comprometidos y hombres no comprometidos. Para las mujeres comprometidas, el número de hijos menores de 6 años afectó negativamente la probabilidad de participación de las mujeres, mientras que para las mujeres no comprometidas, esta variable no fue significativa. Para los hombres, tanto comprometidos como no comprometidos, el número de hijos menores de 6 años afectó positiva y significativamente la probabilidad de participar.

Como hemos visto, en Colombia la mayor parte de la producción investigativa alrededor de la participación laboral de la mujer. La presente investigación introduce un enfoque regional que explora la influencia de las características individuales de la mujer del Caribe colombiano, en la decisión conjunta de participar en el mercado laboral y la tenencia de hijos. El contraste con los resultados nacionales, permitirá a su vez referenciar la importancia de los hallazgos y dimensionar el impacto que sobre estos tiene, incluir el análisis espacial en países, que como el nuestro, presentan alta diversidad cultural.

## Métodos

Para el desarrollo de la investigación se identificaron dos fases: a) inicialmente se estimaron modelos probit con el fin de analizar las variables que inciden en la decisión de participación en el mercado laboral de las mujeres con y sin hijos, tanto para la Costa Caribe colombiana como a nivel nacional, y b) posteriormente se aplicó el análisis de descomposición microeconométrica propuesto por Yun a los modelos de escogencia binaria previamente estimados, con el fin de identificar las determinantes de la diferencia en la participación de las mujeres con y sin hijos.

Los datos son extraídos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) y de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), tomando como unidad de análisis las mujeres jefas de hogar o esposas de jefes de hogar entre 25 y 55 años de edad durante los terceros trimestres de los años 2002, 2004, 2006 y 2008. Para hacer inferencias de Colombia, se usa información de las trece principales áreas metropolitanas, y para hacer inferencias de la Costa Caribe, se usa la información de las áreas metropolitanas de Cartagena, Montería y Barranquilla.

La variable latente no observable  $y^*$  que determina el valor de la variable dependiente, equivalente a 1 cuando una mujer hace parte del mercado de trabajo (Jonhston Jack and DiNardo John 1997): (*imagen 9*)

Teniendo en cuenta que la variable latente sigue una distribución normal estándar, la probabilidad de que la variable dependiente sea 1 es: (*imagen 10*)

La probabilidad de participar está condicionada a un vector  $(X_i)$  de características individuales que se

representan en la ecuación 11 para las mujeres con hijos (H) y en la ecuación 12 para las mujeres sin hijos (SH). Por su parte, los parámetros son estimados por medio de una rutina log-máxima verosimilitud, como muestra 13. (*imagen 11, 12 y 13*)

Posteriormente se realiza el análisis de descomposición microeconométrica, aplicado a los modelos de escogencia binaria propuesta por Yun (2002 y 2003), que corresponde a una extensión de la descomposición para modelos lineales formulada por Blinder (1973) y Oaxaca (1973). La aplicación de Yun consiste en realizar una expansión de Taylor de primer grado, a las diferencias entre la tasa de participación promedio de las mujeres fecundas y de las mujeres sin hijos.

Al expresar las ecuaciones 11 y 12, en términos de media: (*imagen 14 y 15*)

Al sustraer (14) de (15), se tiene la diferencia media de la tasa de participación entre mujeres sin hijos y las mujeres con hijos: (*imagen 16*)

El diferencial de tasa participación laboral observada entre mujeres con hijos y mujeres sin hijos se descompone en dos partes: **efecto característica y efecto parámetro**. El primero, explica las diferencias en la participación debido a diferencias en las características observables propias de cada mujer, y el segundo, explica las diferencias en las participaciones atribuibles a la estructura del mercado laboral y/o preferencias de la mujer al trabajo remunerado. A su vez, el método de descomposición también permite calcular el impacto de cada variable explicativa sobre las diferencias en la tasa de participación laboral de mujeres con y sin hijos.

El conjunto de variables explicativas son: la EDAD en años, tomando también la edad al cuadrado para ajustar el comportamiento decreciente (cóncavo) no lineal que presenta la edad a partir de cierto punto en el ciclo de vida del individuo; AÑOS DE EDUCACIÓN o de escolaridad, contabilizados a partir del grado primero de educación básica; INGRESOS NO LABORALES, calculados como la sumatoria de los arriendos y pensiones; ESTADO LABORAL DE LA PAREJA, que comprende cuatro variables dicótomas equivalentes a 1 cuando se cumple alguna de las condiciones: que la pareja sea inactiva, ocupada, desocupada o no tenga pareja\*; NÚMERO DE DESEMPLEADOS en el hogar; RIQUEZA del hogar, que asumió el valor de 1 si: la vivienda donde habita el hogar fuera propia (totalmente pagada), el estrato de la vivienda correspondiera a medio alto o alto (5 ó 6) y que los ingresos totales del hogar deflactados a diciembre de 2000 estuvieran por encima de los \$2.500.000 (Charry Alejandro, 2003), sin incluir los ingresos de la jefa de hogar o esposa de jefe de hogar a la que corresponde la observación; e INGRESOS DEL ESPOSO.

\*Se consideró a una mujer con pareja cuando en el estado civil reportaba que estaba casada, o en unión libre; sin pareja si marcó estar soltera, divorciada o separada,

viuda, o si manifestó estar casada, pero no reporta ninguna información sobre su pareja.

## Resultados

**Determinantes de la decisión de participación de las mujeres con hijos:** Los resultados de los ejercicios econométricos de la decisión de participación de las mujeres con hijos en la Costa Caribe se observan en la tabla 1. En estas, se incluyen los coeficientes, nivel de significancia y efectos marginales\*.

*\*Para el cálculo de los efectos marginales se usan las características medias de una mujer con hijos entre 25 y 55 años de edad, jefa de hogar o esposa de un jefe de hogar en la Costa Caribe durante el año 2002.*

Para todos los años, la educación tiene un impacto positivo y significativo en la probabilidad de participar en el mercado laboral. De este modo, durante el 2002, un año adicional de educación incrementa la probabilidad de participar en 2,0%, la cual aumenta con el paso del tiempo llegando durante el 2008 a 2,5%. Por su parte, la edad también tiene un impacto positivo y significativo, aunque su efecto se disipa a mayor edad como lo sugiere el signo negativo de esta variable al cuadrado.

Considerando el estado laboral de la pareja, se encuentra que para todos los años, las mujeres con pareja desocupada y las mujeres sin cónyuge, tienen más probabilidades de participar en el mercado laboral que una mujer con pareja ocupada. Específicamente, durante el 2002, una mujer con pareja desocupada tiene un 16,7% más de probabilidad de participar en el mercado laboral que una mujer con pareja ocupada y una mujer sin cónyuge tiene un 15,4% más de probabilidad con respecto a la categoría de comparación. Por su parte, una mujer con pareja inactiva durante el año 2002 tiene menos probabilidad de participar con respecto a las mujeres con pareja ocupada, mientras que durante el 2004, 2006 y 2008, desde el punto de vista estadístico no hay diferencias en la probabilidad de participar entre un grupo y otro.

Las variables relacionadas con el soporte económico adicional con que cuente la mujer como ingresos del esposo, ingresos no laborales y riqueza del hogar tienen un impacto negativo en la probabilidad de participar. Durante el 2002, ante un incremento en \$1.000.000 en los ingresos no laborales, la probabilidad de participación se reduce en un 27,9%; a su vez, ante un incremento en esta misma cuantía en el ingreso del esposo, la probabilidad se reduce en un 5,7%. Durante el 2004 y 2008, una mujer en un hogar rico tenía entre 48,0% y 48,8% menos probabilidad de participar que una mujer en un hogar no rico, mientras que durante el 2002 y 2008 no hubo diferencias en la participación entre estos dos grupos. Esto último, puede estar reflejando que en etapas expansivas del ciclo económico, la riqueza es una variable importante en la decisión de participación de las mujeres fecundas en la Costa Caribe, mientras que en periodos de bajos crecimiento de la economía, deja de serlo.

En la tabla 2 se muestran los resultados para Colombia, los cuales son en términos generales consistentes con los encontrados en la Costa Caribe: para todos los años, la educación y la edad tienen un impacto positivo y significativo en la probabilidad de participar; las variables relacionadas con el soporte económico adicional con que cuente la mujer tienen un impacto negativo y significativo; y las mujeres con cónyuge desempleado o sin cónyuge tienen más probabilidades de participar que una mujer con cónyuge ocupado. A su vez, se pueden establecer algunas diferencias en los resultados para la Costa Caribe y Colombia:

Para todos los años en Colombia, las mujeres con pareja inactiva tienen menos probabilidades de participar en el mercado laboral que una mujer con pareja ocupada; mientras que en la Costa Caribe, en general, no hay diferencias desde el punto de vista estadístico en la probabilidad de participar entre estos dos grupos de mujeres.

Los efectos marginales para una mujer con pareja desocupada o una mujer sin cónyuge son superiores en la Costa Caribe, lo que es resultado de las mayores diferencias en la participación entre este grupo de mujeres con respecto a las mujeres con pareja ocupada. Así por ejemplo, durante el 2002 en la Costa Caribe, una mujer con pareja desocupada tuvo un 16,6% más probabilidades de participar que una mujer con pareja ocupada, mientras que en Colombia esta probabilidad fue del 6,9%.

**Determinantes de la decisión de participación de las mujeres sin hijos:** Los resultados de los ejercicios econométricos de las mujeres sin hijos en la Costa Caribe se encuentran en la tabla 3. En esta tabla se incluyen los coeficientes, nivel de significancia y efectos marginales\*.

*\*Para el cálculo de los efectos marginales se usan las características medias de una mujer sin hijos entre 25 y 55 años de edad, jefa de hogar o esposa de un jefe de hogar en la Costa Caribe durante el año 2002.*

Durante el 2008, no se incluyó la variable pareja desocupada, debido a que todas las mujeres que cumplían esta condición participaban en el mercado laboral.

Para todos los años, la escolaridad tiene un impacto positivo y significativo en la probabilidad de participar en el mercado laboral. Así por ejemplo, durante el 2002, un año adicional de educación incrementa la probabilidad de participar en un 1,6%, probabilidad que, al igual que para las mujeres con hijos, aumenta paulatinamente con el paso del tiempo. A su vez, la edad también tiene un impacto positivo, aunque a diferencia de las mujeres con hijos es no significativa en los años 2004 y 2008. Que la edad no sea significativa en estos años, deja ver que, esta variable es menos importante para las mujeres sin hijos que para las mujeres con hijos, en la que fue significativa para todos los años.

Al considerar el estado laboral de la pareja, se encuentra

que desde el punto de vista estadístico no hay diferencias en la probabilidad de participación de una mujer con pareja inactiva, desocupada u ocupada. Por su parte, para todos los años, una mujer sin cónyuge tiene entre 8,2% y 18,8% más probabilidades de participar que una mujer en la categoría de comparación, siendo estos límites inferiores a los observados para las mujeres con hijos. Lo anterior, deja ver que las brechas en la participación entre una pareja ocupada y sin cónyuge son más reducidas para las mujeres sin hijos.

Las variables relacionadas con el soporte económico adicional de la mujer resultaron no significativas, lo que permite deducir que las mujeres sin hijos deciden participar o no independientemente de sus ingresos no laborales, ingresos del esposo o riqueza, situación que es contraria a la observada para las mujeres con hijos, en cuyo caso estas variables tenían un impacto negativo y significativo en la probabilidad de participar.

Los resultados para Colombia muestran que, al igual que en la Costa Caribe, la escolaridad y no tener cónyuge tiene un impacto positivo y significativo en la probabilidad de participar en todos los años. De este modo, un año adicional de educación incrementa la probabilidad de participar entre 1,5% y 2,3%. A su vez, la edad también tiene un impacto positivo significativo en el país.

Por su parte, en Colombia el soporte económico adicional con que cuente la mujer, tiene un impacto negativo en la probabilidad de participar, contrario a lo observado en la Costa Caribe, en la que estas variables resultaron no significativas.

Se destaca que durante los años 2002, 2004 y 2006, la probabilidad de participar en el mercado laboral de una mujer con pareja desocupada no es estadísticamente diferente de una mujer con pareja ocupada. Esto se presenta tanto en la Costa Caribe como en Colombia. Sin embargo, durante el 2008, año en el que se registró una desaceleración de la economía, una mujer con pareja desocupada en la Costa Caribe tenía una tasa de participación del 100% y en Colombia, este grupo de mujeres tenía un 13,3% más de probabilidades de participar que una mujer con pareja ocupada.

En resumen, para las mujeres sin hijos en la Costa Caribe, las variables relacionadas con la situación laboral del cónyuge y el soporte adicional con que cuenten no resultan importantes en la decisión de participación, mientras que la escolaridad y la no tenencia de pareja constituyen las principales variables explicativas de su participación.

**Determinantes de las diferencias en las tasas de participación de las mujeres con y sin hijos:** En la tabla 5 y 6 se muestran los resultados del método de descomposición microeconómica de las diferencias en la participación entre mujeres con y sin hijos en términos de puntos porcentuales.

Observando la descomposición agregada para la Costa Caribe, se encuentra que el efecto característica explica entre el 40,7% y el 45,5% de las diferencias durante los tres primeros años de análisis. Así por ejemplo, durante el 2002, 4.4 puntos porcentuales de la diferencia total (9,7 puntos porcentuales) fueron explicadas por diferencias en las características medias de las mujeres.

Por su parte, el efecto parámetro que refleja las diferencias explicadas por el comportamiento de la economía y/o diferentes actitudes de las mujeres frente al trabajo remunerado, se debe durante los años 2002, 2006 y 2008 principalmente a un efecto constante. Esto, puede indicar la omisión en el análisis de variables relacionadas con las condiciones macroeconómicas o aspectos culturales.

La metodología de descomposición microeconómica permite también, conocer cuáles variables contribuyen en mayor medida a las diferencias totales. De este análisis, se encuentra que la mayor parte del efecto característica (entre el 64,5% y el 91,6%) es explicado por la escolaridad y la no tenencia de pareja. La primera variable durante el 2002, explicó el 41,0% de este efecto, aumentando paulatinamente hasta explicar el 86,7% durante el 2008. La no tenencia de pareja durante el 2002, explicó el 56,6% del efecto característica, aunque esta variable durante el 2008 no contribuyó a la explicación de las diferencias. Por su parte, la riqueza, durante el 2004 y 2006, explicó entre el 20,3% y el 37,4% del efecto característica.

En resumen, la descomposición detallada del efecto característica deja ver que la mayor participación de las mujeres con hijos se debe a que tienen un mayor nivel educativo y una menor proporción de ellas tienen pareja y/o habitan en un hogar rico.

Los resultados para Colombia sugieren que el efecto característica explica entre el 19,8% y 46,3% de las diferencias observadas. Este efecto, al igual que en la Costa Caribe es explicado principalmente por la escolaridad y la no tenencia de pareja. Por su parte, el efecto parámetro, se explica principalmente por el efecto constante.

## Discusión/Conclusiones

En la Costa Caribe y Colombia, durante el periodo 2002 – 2008, la fecundidad y la participación en el mercado laboral fueron actividades incompatibles. Estos resultados son consistentes con los encontrados por Francés y Santana (2000); Álvarez (2002); Arango, Posada et al. (2003); Charry (2003); y Bratti (2003).

Específicamente, el número de hijos y las edades de estos se relaciona negativamente con la participación de una mujer colombiana o de la Costa Caribe en el mercado laboral. Esto es consistente con lo encontrado por González, Pérez et al. (1999); Francés y Santana (2000), quienes comprueban que para las mujeres con hijos de corta edad, los beneficios derivados de la participación se

ven merdados por los costes asociados al cuidado de los hijos. Además, estos costos, inciden en que una mujer con hijos pequeños tenga menos probabilidades de encontrar un empleo que ofrezca una remuneración de mercado superior al salario de reserva.

Por su parte, dentro de las variables que inciden en la participación o inactividad de las mujeres colombianas o de la Costa Caribe, se encuentra que la educación incide positivamente en la decisión de participación, lo que apoya a la ya extensa literatura que asocia el capital humano con la inserción en el mercado laboral. Por otro lado, las variables relacionadas con el soporte adicional con que cuente la mujer, reducen la probabilidad de participación, siguiendo la misma línea de lo encontrado por Arango, Posada et al. (2003) y Charry (2003), para el caso colombiano. Se destaca que estas variables no resultaron significativas para las mujeres sin hijos en la Costa Caribe, lo que muestra que para este grupo de mujeres, la riqueza del hogar, los ingresos del esposo o los ingresos no laborales no son determinantes importantes en la decisión de su participación.

Otras variables que inciden positivamente en la participación son la tenencia de una pareja desocupada y la no tenencia de cónyuge. Para la Costa Caribe y Colombia, las mujeres con hijos y pareja desocupada son las más motivadas a participar en el mercado laboral, debido a su interés por suavizar la pérdida de ingresos del hogar que provoca el desempleo del cónyuge. A su vez, la no tenencia de cónyuge también incide positivamente en la participación, lo que es razonable ya que estas mujeres deben derivar su propio sustento.

Al indagar las razones por las cuales las mujeres con hijos tienen una menor participación que las mujeres sin hijos, se encuentra que más de la mitad de las diferencias se explica por el efecto parámetro, que indica la existencia de restricciones en el mercado laboral que no permiten que las mujeres compaginen fácilmente sus dos roles: las de trabajadoras y las de madres. En esta vía, la política social debe planear estrategias que hagan menos difícil la inserción de las mujeres en el mercado laboral como la flexibilidad de horarios, suministro de servicios de atención infantil y la licencia de maternidad. En el caso de los países de la Europa occidental, la implementación de políticas sociales que aumentan la flexibilidad del empleo y disminuyen el costo de oportunidad de los niños, han resultado efectivas Del Boca, Pasqua et al. (2006). A su vez, se sugiere que futuras investigaciones sobre el tema estudien más a fondo la influencia de la política social y del marco institucional sobre las dos variables analizadas.

Por su parte, la característica más importante para explicar las diferencias en la participación de las mujeres con y sin hijos es la educación. Este hallazgo, se ajusta al análisis realizado por Bratti (2003), quien considera que la educación incide tanto en la decisión de tener hijos y la decisión de participación: el mayor nivel educativo incrementa el enganche de las mujeres en el mercado de trabajo, y a la vez las más educadas posponen la tenencia de hijos. A su vez, es consistente con lo considerado por

Elízaga (1947) quien considera que la fecundidad no explica la totalidad de los diferenciales en la participación ya que dado que la fecundidad está asociada negativamente con la educación, y esta última variable asociada positivamente con la participación, es difícil anticipar que parte explica cada una aisladamente.

## Bibliografía

1. Álvarez, G. "Decisiones de fecundidad y participación laboral de la mujer en España." *Investigaciones económicas* 26, 2002, pp. 187-218.
2. Arango, L. y C. Posada. "La Participación Laboral en Colombia". Borradores de Economía. Banco de la República, 2002.
3. Arango, L.; C. Posada y A. Charris. "La Participación Laboral en Colombia según la Nueva Encuesta". Borradores de Economía. Banco de la República, 2003.
4. Banco Mundial. "Desafíos y Oportunidades para la Equidad de Género en América Latina y el Caribe". Washington D.C.: World Bank, 2003.
5. Becker, G. "A Theory of the Allocation of Time". *The Economic Journal* 75, 1965, pp. 493-517.
6. Becker, G. "Family Economics and Macro Behavior". *American Economic Review* 78, 1988, pp. 1-13.
7. Benveniste, Evelyn, Peticara Marcela. "Análisis de los cambios en la participación laboral femenina en Chile". *Revista de Análisis Económico* 22, 2007, pp. 71-92
8. Bratti M. "Labour force participation and marital fertility of Italian women: The role of education". *Journal of Population Economics* 16, 2003, pp. 525-54
9. Bucheli M. "La actividad laboral de las mujeres casadas y el desempleo de sus cónyuges". Universidad de la República, Uruguay, 2002.
10. Butz, W y M. Ward. "The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility". *American Economic Review* 69, 1979, pp. 318-27
11. Charry, A. "La Participación Laboral de las Mujeres No Jefes de Hogar en Colombia y el Efecto del Servicio Doméstico". Borradores de Economía. Banco de la República. 2003.
12. DANE. "Estadísticas Vitales". [http://www.dane.gov.co/index.php?option=com\\_content&task=category&sectionid=16&id=36&Itemid=148](http://www.dane.gov.co/index.php?option=com_content&task=category&sectionid=16&id=36&Itemid=148)
13. Del Boca D., S. Pasqua, et al. "The Impact of Institutions on Motherhood and Work" ISER Working Paper 2006-55.
14. Devaney B. "An analysis of variations in U.S. fertility and female labor force participation trends". *Demography* 20, 1983, pp.147-61
15. Easterlin A. "Population, Labor Force, and Long Swings in Economic Growth: the American Experience". New York: Columbia University Press, 1968.
16. Easterlin A. 1973. "Relative Economic Status and the American Fertility Swing". In *Family Economic Behavior: Problems and Prospects*, ed. Eleanor B Sheldom, pp. 170-223. Philadelphia: Lippincott.
17. Elízaga, J. "Participación de la mujer en la mano de obra en América Latina: la fecundidad y otros determinantes." *Revista Internacional del Trabajo* 86(5 - 6), 1947, pp. 569 -585.



18. Engelhardt, H.; T. Kögel y A. Prskawetz. "Fertility and Women's Employment Reconsidered: A Macro-Level Time-Series Analysis for Developed Countries, 1960-2000". *Population Studies* 58, 2004, pp. 109-20
19. Francés G y J. Santana. "Análisis empírico de los determinantes de la decisión de participación de la mujer en el mercado de trabajo: Implicaciones de la hipótesis de mismatch espacial". *Departament d'Economia Aplicada, Universitat Autònoma de Barcelona*, 25, 2000.
20. González, I.; C. Pérez y M. Prieto. "La participación laboral de la mujer en Castilla y León". *Revista de investigación económica y social de Castilla y León* 2, 1999, pp. 83-98
21. Hotz, J. y R. Miller. "An empirical analysis of life cycle fertility and female labor supply". *Econometrica* 56, 1988, pp. 91-118
22. Johnston, J. y J. DiNardo. "Econometric methods". California, Irvine: McGraw-Hill. 1997.
23. Lehrer, E. y M. Nerlove. "Female labor force behavior and fertility in the United States". *Annu Rev Sociol* 12, 1986, pp. 181-204
24. Mincer J. "Market Prices, Opportunity Cost and Income Effects". ed. Carl Christ. *Measurement in Economics*, Stanford: Stanford University Press, 1963.
25. Ping, W.; K. Chong y C. Scotese. 1994. "Fertility Choice and Economic Growth: Theory and Evidence". *The Review of Economics and Statistics* 76, pp. 255-66.
26. Profamilia. "Encuesta de Demografía y Salud". In *Salud Sexual y Reproductiva en Colombia: Profamilia*, 2005.
27. Rindfuss, R.; P. Morgan y K. Offutt. Education and the Changing Age Pattern of American Fertility: 1963-1989. *Demography* 33, 1996, pp. 277-90
28. Weller, R. "Wife's employment and cumulative family size in the United States, 1960 and 1970". *Demography* 14, 1977, pp. 43 - 65
29. Willis, R. "Economic Theory of Fertility Behavior", T. Schultz ed. *Economics of the Family: Marriage, Children, and Human Capital*, UMI, 1973, pp. 25 - 80.
30. Yun, M. "Decomposition Analysis for a Binary Choice Model". *IZA Discussion Papers* 145, 2000.
31. Yun, M. "Decomposing Differences in the First Moment". *IZA Discussion Papers* 877, 2003, pp. 1-9.

## Tablas

Variables	2002		2004		2006		2008	
	Coefficiente	dy/dx	Coefficiente	dy/dx	Coefficiente	dy/dx	Coefficiente	dy/dx
Edad	0.1282*	0.0494	0.1501*	0.0590	0.1500*	0.0564	0.1815*	0.0712
Edad al cuadrado	-0.0016*	-0.0006	-0.0019*	-0.0008	-0.0019*	-0.0007	-0.0023*	-0.0009
Años de escolaridad	0.0519*	0.0200	0.0535*	0.0210	0.0580*	0.0218	0.0627*	0.0246
Pareja inactiva	-0.3020*	-0.1191	-0.0448	-0.0176	-0.1588	-0.0610	-0.2591	-0.1029
Pareja desocupada	0.4743*	0.1669	0.5390*	0.1945	0.3856*	0.1333	0.4246*	0.1566
Sin cónyuge	0.4135*	0.1541	0.3333*	0.1285	0.6421*	0.2250	0.2388*	0.0926
Ingreso no laboral	-0.0000*	-0.0000	-0.0000*	-0.0000	-0.0000*	-0.0000	-0.0000**	-0.0000
Riqueza	-0.0513	-0.0197	-0.1227**	-0.0480	-0.1308**	-0.0488	-0.0137	-0.0054
Ingreso del esposo	-0.0000*	-0.0000	-0.0000*	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000**	-0.0000
Constante	-2.6660*		-3.0709*		-3.0575*		-3.8137*	

\*significativo al 1%

\*\* significativo al 5%

**Tabla 1.** Costa Caribe. Resultados de la decisión de participar en el mercado laboral de las mujeres con hijos.

Variables	2002		2004		2006		2008	
	Coefficiente	dy/dx	Coefficiente	dy/dx	Coefficiente	dy/dx	Coefficiente	dy/dx
Edad	0.1479*	0.0517	0.1683*	0.0596	0.1286*	0.0445	0.1691*	0.0604
Edad al cuadrado	-0.0019*	-0.0007	-0.0022*	-0.0008	-0.0017*	-0.0006	-0.0022*	-0.0008
Años de escolaridad	0.0486*	0.0170	0.0553*	0.0196	0.0595*	0.0206	0.0629*	0.0225
Pareja inactiva	-0.2469*	-0.0907	-0.1804*	-0.0663	-0.2342*	-0.0852	-0.1744**	-0.0644
Pareja desocupada	0.2103*	0.0694	0.3473*	0.1118	0.2816*	0.0898	0.3071*	0.1011
Sin cónyuge	0.3553*	0.1215	0.4039*	0.1398	0.5855*	0.1948	0.1357*	0.0481
Ingreso no laboral	-0.0000*	-0.0000	-0.0000*	-0.0000	-0.0000*	-0.0000	-0.0000*	-0.0000
Riqueza	-0.2022*	-0.0701	-0.2521*	-0.0884	-0.1695*	-0.0583	-0.1749*	-0.0620
Ingreso del esposo	-0.0000*	-0.0000	-0.0000*	-0.0000	-0.0000*	-0.0000	-0.0000*	-0.0000
Constante	-2.5813*		-3.1107*		-2.3942*		-3.1589*	

\*significativo al 1%

\*\*\* significativo al 10%

**Tabla 2.** Colombia. Resultados de la decisión de participar en el mercado laboral de las mujeres con hijos.

Variables	2002		2004		2006		2008	
	Coefficiente	dy/dx	Coefficiente	dy/dx	Coefficiente	dy/dx	Coefficiente	dy/dx
Edad	0.2436*	0.0826	0.0287	0.0094	0.2768*	0.0891	0.1122	0.0344
Edad al cuadrado	-0.0031*	-0.0011	-0.0003	-0.0001	-0.0034*	-0.0011	-0.0014	-0.0004
Años de escolaridad	0.0463*	0.0157	0.0949*	0.0312	0.0499*	0.0161	0.0918*	0.0281
Pareja inactiva	-0.3274	-0.1193	-0.5580	-0.2060	-0.2964	-0.1032	0.7831	0.1729
Pareja desocupada	0.8629	0.2132	0.2782	0.0833	0.3908	0.1093	-	-
Sin cónyuge	0.5771*	0.1881	0.438**	0.1395	0.4345*	0.1356	0.2745***	0.0825
Ingreso no laboral	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000
Riqueza	-0.0549	-0.0186	-0.5267	-0.1681	-0.1741	-0.0556	-0.0608	-0.0186
Ingreso del esposo	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000
Constante	-4.5665*		-0.7780		-5.1827*		-2.3202	

\*significativo al 1%

\*\* significativo al 5%

\*\*\* significativo al 10%

**Tabla 3.** Costa Caribe. Resultados de la decisión de participar en el mercado laboral de las mujeres sin hijos.

Variables	2002		2004		2006		2008	
	Coefficiente	dy/dx	Coefficiente	dy/dx	Coefficiente	dy/dx	Coefficiente	dy/dx
Edad	0.1239*	0.0371	0.1162*	0.0337	0.1654*	0.0516	0.1239*	0.0350
Edad al cuadrado	-0.0017*	-0.0005	-0.0016*	-0.0004	-0.0022*	-0.0007	-0.0018*	-0.0005
Años de escolaridad	0.0504*	0.0151	0.0799*	0.0232	0.0634*	0.0198	0.0807*	0.0228
Pareja inactiva	-0.5711*	-0.1990	-0.7548*	-0.2659	-0.2953**	-0.1000	0.0295	0.0083
Pareja desocupada	0.0817	0.0238	0.1230	0.0340	0.1914	0.0560	0.6190**	0.1333
Sin cónyuge	0.2976*	0.0878	0.4190*	0.1186	0.3826*	0.1170	0.134***	0.0374
Ingreso no laboral	-0.0000*	-0.0000	-0.0000*	-0.0000	-0.0000*	-0.0000	-0.0000*	-0.0000
Riqueza	-0.3742*	-0.1128	-0.3269*	-0.0954	-0.2953*	-0.0926	-0.0947	-0.0268
Ingreso del esposo	-0.0000	-0.0000	-0.0000	0.0000	-0.0000**	0.0000	-0.0000*	0.0000
Constante	-1.6966**		-1.9180**		-2.7921*		-1.8974*	

**Tabla 4.** Colombia. Resultados de la decisión de participar en el mercado laboral de las mujeres sin hijos.

\*significativo al 1%

\*\* significativo al 5%

\*\*\* significativo al 10%

	<b>2002</b>	<b>2004</b>	<b>2006</b>	<b>2008</b>
Diferencia observada	0,097	0,131	0,090	0,147
Diferencia residual	0,000	0,018	0,019	0,018
<b>DESCOMPOSICIÓN AGREGADA</b>				
<i>Total efectos</i>				
Característica	0,044	0,054	0,036	0,017
Cociente	-0,104	0,134	-0,001	-0,005
Constante	0,156	-0,075	0,035	0,117
Efecto parámetro (efecto coef. + efecto const.)	0,052	0,059	0,034	0,112
<b>DESCOMPOSICIÓN DETALLADA</b>				
<b>Efecto característica</b>				
Edad	0,001	0,000	0,000	0,000
Años de escolaridad	0,018	0,023	0,016	0,015
Pareja inactiva	0,001	0,002	0,000	0,000
Pareja desocupada	-0,001	0,001	0,001	-
Sin cónyuge	0,022	0,012	0,016	0,000
Ingreso no laboral	0,000	-0,001	-0,004	-0,001
Riqueza	0,002	0,020	0,007	0,002
Ingreso del esposo	0,000	-0,002	0,000	0,001
<b>Efecto coeficiente</b>				
Edad	-0,060	0,114	0,075	-0,005
Años de escolaridad	-0,060	0,088	-0,052	0,016
Pareja inactiva	0,001	-0,006	-0,001	0,004
Pareja desocupada	0,001	-0,002	0,001	-
Sin cónyuge	0,008	0,005	-0,021	-0,013
Ingreso no laboral	0,005	0,001	0,002	-0,002
Riqueza	-0,011	-0,087	-0,008	-0,005
Ingreso del esposo	0,013	0,022	0,003	0,000

**Tabla 5.** Costa Caribe. Descomposición microeconómica en puntos porcentuales.

	<b>2002</b>	<b>2004</b>	<b>2006</b>	<b>2008</b>
Diferencia observada	0,074	0,101	0,079	0,101
Diferencia residual	-0,012	-0,011	-0,015	-0,026
<b>DESCOMPOSICIÓN AGREGADA</b>				
<i>Total efectos</i>				
Característica	0,015	0,035	0,037	0,023
Cociente	-0,122	-0,007	-0,048	-0,108
Constante	0,193	0,083	0,106	0,212
Efecto parámetro (efecto coef. + efecto const.)	0,071	0,076	0,057	0,104
<b>DESCOMPOSICIÓN DETALLADA</b>				
<b>Efecto característica</b>				
Edad	-0,005	-0,002	-0,004	-0,004
Años de escolaridad	0,017	0,032	0,027	0,025
Pareja inactiva	-0,004	-0,004	-0,002	0,000
Pareja desocupada	0,000	0,000	0,000	0,000
Sin cónyuge	0,011	0,016	0,018	0,001
Ingreso no laboral	-0,004	-0,007	-0,004	-0,002
Riqueza	0,001	0,000	0,001	0,000
Ingreso del esposo	0,000	0,000	0,001	0,002
<b>Efecto coeficiente</b>				
Edad	-0,072	-0,006	0,021	-0,111
Años de escolaridad	-0,026	0,017	-0,023	-0,003
Pareja inactiva	-0,003	-0,007	0,000	0,001
Pareja desocupada	-0,002	-0,004	-0,001	0,000
Sin cónyuge	-0,011	-0,007	-0,025	-0,013
Ingreso no laboral	0,003	-0,003	-0,002	-0,004
Riqueza	-0,023	-0,002	-0,014	0,014
Ingreso del esposo	0,013	0,006	-0,004	0,008

**Tabla 6.** Colombia. Descomposición microeconómica en puntos porcentuales.



Esta obra de Medwave está bajo una licencia Creative Commons Atribución-NoComercial 3.0 Unported. Esta licencia permite el uso, distribución y reproducción del artículo en cualquier medio, siempre y cuando se otorgue el crédito correspondiente al autor del artículo y al medio en que se publica, en este caso, Medwave.