



Revista Gerencia y Políticas de Salud

ISSN: 1657-7027

revistascientificasjaveriana@gmail.com

Pontificia Universidad Javeriana

Colombia

Alvis-Guzmán, Nelson; Yáñez-Contreras, Martha; Quejada-Pérez, Raúl; Acevedo-González, Karina;  
Del Río-Carrasquilla, Felipe

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

Revista Gerencia y Políticas de Salud, vol. 9, núm. 19, julio-diciembre, 2010, pp. 90-107

Pontificia Universidad Javeriana

Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=54519045007>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

## **Fecundidad y participación de la mujer en el mercado laboral en la Costa Caribe y en Colombia\***

---

### **Fertility and Female Participation in the Labor Market in Colombia and its Caribbean Coast**

---

### **Fertilidade e participação feminina no mercado de trabalho no litoral caribenho, e na Colômbia**

Fecha de recepción: 23-03-10 Fecha de aceptación: 17-10-10

Nelson Alvis-Guzmán\*\*  
Martha Yáñez-Contreras\*\*\*  
Raúl Quejada-Pérez\*\*\*\*  
Karina Acevedo-González\*\*\*\*\*  
Felipe Del Río-Carrasquilla\*\*\*\*\*

---

\* Artículo de investigación, producto del proyecto de investigación titulado “Fecundidad y participación de la mujer en el mercado laboral de la región Caribe colombiana”, declarado ganador dentro del marco de la 3ª Convocatoria para la financiación de proyectos de investigación, año 2007, de la Universidad de Cartagena. La investigación se desarrolló entre los meses de enero y diciembre de 2008.

\*\* Doctor en Economía y Gestión de la Salud. Profesor Titular, Programa de de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Cartagena-Colombia. Director del Grupo de Investigación en Economía de la Salud, adscrito a la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Cartagena. Correspondencia: Avenida del Consulado, calle 30 # 48 -152, Sede Piedra de Bolívar, Universidad de Cartagena, Cartagena-Colombia. Correo electrónico: alvis@yahoo.com

\*\*\* Magíster en Economía. Profesora Asociada, Programa de de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Cartagena. Miembro del Grupo de Investigación en Mercado Laboral, adscrito a la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Cartagena. Correo electrónico: yanezmartha@hotmail.com

\*\*\*\* Magíster en Economía. Profesor Titular, Programa de de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Cartagena. Director del Grupo de Investigación en Mercado Laboral, adscrito a la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Cartagena. Correo electrónico: racco55@hotmail.com

\*\*\*\*\* Estudiante de Economía. Miembro del semillero de investigación del Grupo de Investigación en Economía de la Salud, Universidad de Cartagena. Correo electrónico: kari\_k95@hotmail.com

\*\*\*\*\* Estudiante de Economía. Miembro del semillero de investigación del Grupo de Investigación en Economía de la Salud, Universidad de Cartagena. Correo electrónico: fdelrioc@gmail.com

### **Resumen**

El objetivo del presente artículo es 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 en 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.

**Palabras clave autor:** participación laboral femenina, fecundidad, descomposición microeconómica, funciones de verosimilitud, probit.

**Palabras clave descriptor:** Trabajo de la mujer, Mercado laboral, Fecundidad humana.

### **Abstract**

The aim of this article is to identify the determinants of the differences in the labor supply rates between the women with and without children in Colombia and its Caribbean Coast. In order to achieve this, Probit models about the determinants of the labor supply rate for each group of women were estimated and the microeconomic decomposition method was applied to the binary models. The results suggest that in the Caribbean Coast of Colombia –as well as in the rest of the country– the main variables to explain such differences are: education, being single and wealth in a lesser degree.

**Key words author:** labor supply rate, fertility, microeconomic decomposition methodology, likelihood functions, probit.

**Key words plus:** Women-Employment, Labor supply, Fertility, Human.

### **Resumo**

O objetivo deste artigo é identificar os fatores que explicam as diferenças nas taxas de participação das mulheres, com e sem filhos, no mercado de trabalho do litoral Caribenho e na Colômbia. Para esse propósito foram elaborados modelos probit dos fatores determinantes da participação de cada grupo de mulheres, e implementou-se o método de decomposição microeconômica aplicado aos modelos de escolha binária. Os resultados mostram que tanto no litoral Caribenho como na Colômbia as variáveis que explicam tais diferenças são: a escolaridade, não ter companheiro e, em menor escala, a riqueza.

**Palavras chave autor:** participação feminina no trabalho, fertilidade, decomposição microeconômica, funções de verossimilhança, probit.

**Palavras chave descritor:** mercado de trabalho, trabalho feminino, fertilidade, análise de regressão, funções de verossimilhança.

## Introducción

A pesar de los progresos de los últimos años, las desigualdades de género en América Latina continúan, expresadas en niveles más bajos de participación laboral y de salarios para las mujeres (1). En el caso de Colombia, según el Banco Mundial, la participación laboral de las mujeres es del 56% y, así mismo, sus salarios representan el 84% de los salarios de los hombres. Estas desigualdades son más amplias en las zonas en las que la mujer enfrenta mayores tasas de fecundidad y el número de personas dependientes es mayor. Por esta razón, el informe recomienda que las políticas de empleo que se concentren en reducir las barreras de acceso de la mujer al mercado laboral incluyan mecanismos que reduzcan la influencia de factores asociados a la decisión de tener hijos.

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. De acuerdo con la Encuesta de Demografía y Salud del año 2005 (2), las mujeres de la región Caribe tienen su primer hijo a una edad inferior a la mediana nacional (1,5 años menos), lo que revela preferencias por la fecundidad claramente diferenciables por regiones. Si a esto se adiciona que las diferencias regionales también se manifiestan en tasas de salarios diferenciadas, así como en diferentes niveles de desarrollo, surge la necesidad de realizar estudios regionales sobre las relación entre las decisiones de fecundidad y la participación femenina en el mercado laboral (3).

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 interrogantes como: ¿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 las condiciones estructurales del mercado laboral? Para responder estos interrogantes se hará uso del método de descomposición microeconómica aplicado a los modelos de elección binaria.

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 y Becker (4,5).<sup>1</sup> 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; así mismo, las familias combinan tiempo y bienes de mercado para producir mercancías básicas que afectan directamente su función de utilidad. Ejemplos de estas mercancías son los alimentos, el alojamiento, y el 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*, en especial el tiempo de la mujer. Entre las implicaciones de este modelo está el que permite determinar la asignación del tiempo de la mujer entre producir en casa o en el mercado laboral, la cual depende del costo de oportunidad de una hora adicional de trabajo en términos del valor de la producción doméstica perdida.

Los primeros trabajos empíricos sobre el tema estuvieron orientados a indagar por la relación entre ingresos y fecundidad,

1 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.



con resultados ambiguos (6-9). Además, consideran que las aspiraciones económicas de los jóvenes (hombres) se forman en su hogar, durante la adolescencia (6,7). 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 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 éste durante su adolescencia en su hogar de crianza (6, 7). Este autor concluye también que la fecundidad se mueve procíclicamente.

En un trabajo posterior, William y Ward (8) afirman que el estatus 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, a diferencia de Easterling, 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 período 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 (10, 11).

Siguiendo la corriente de Easterlin, el trabajo de Devaney (9) utiliza una base de datos de fecundidad y participación de la fuerza laboral femenina en Estados Unidos en el período 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 efecto negativo 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 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 (12). 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 (13), 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 el tener por lo menos un hijo menor a seis 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 y colaboradores –también en el ámbito de España– encuentran que en Castilla y León

la presencia de cada hijo menor de seis años reduce la probabilidad de participación en más de un 9% (14).

Por otro lado, Álvarez (15), 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, segundo y tercer hijo. 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. Álvarez atribuye lo anterior a que las mujeres más educadas tienen una mayor capacidad para sustituir su propio tiempo en el cuidado de los niños, recurriendo a servicios privados como guarderías, niñeras, etc.

Las investigaciones más recientes estudian conjuntamente las decisiones de tener hijo y participar en el mercado laboral. En este grupo se encuentra el trabajo de Bratti (16), desarrollado para Italia, quien al igual que Álvarez (15) resalta el papel de la educación. Bratti está interesado, específicamente, 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, 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 que se tienen 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 el tener hijos; esto último ha sido hallado también por Rindfuss y colaboradores para Estados Unidos (17).

Por su parte, Engelhart y colaboradores, empleando series de tiempo para seis países desarrollados (Francia, Italia, Suecia, Reino Unido, Alemania y Estados Unidos) entre 1960 y 2000, y aplicando un modelo de vector de corrección de errores y test de inestabilidad paramétrica, encuentran 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 (18). En esta misma línea se encuentra el trabajo de Del Boca y colaboradores, quienes buscan explorar el impacto de las políticas sociales y las características de los mercados laborales en las decisiones conjuntas de la mujer relativas a trabajar y tener hijos en los países de la Comunidad Económica Europea (19). Estas autoras consideran que la implementación de políticas sociales como la flexibilidad de horarios, el suministro disponible de servicios de atención infantil y la licencia de maternidad elimina la incompatibilidad entre el trabajo y la fecundidad. De allí que a partir de mediados de la década de los ochenta los países de Europa occidental con mayores participaciones sean también los de mayores tasas de fecundidad.

Entre los trabajos que consideran una relación muy débil entre la fecundidad y la participación se encuentra el de Elízaga, quien compara la participación de las mujeres de América Latina con la de las mujeres de los países industrializados, y llega a la conclusión de que en estos últimos dicha participación



es más alta debido al mayor desarrollo de sus economías e instituciones sociales y el mayor nivel educativo alcanzado (20). 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 está asociada positivamente con la participación, en un principio es difícil anticipar qué parte explica cada una aisladamente.

Benvin y Perticara (21), 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 Myeong-Su (22,23)–, 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. Los trabajos existentes se concentran principalmente en considerar a la fecundidad como una variable más de la decisión de participación de las mujeres. Charry, 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 (24), y encuentra que el número de hijos menores de seis años tiene efecto negativo y significativo en la probabilidad de participación.

Arango y colaboradores, a su vez, realizan la estimación econométrica de un modelo probit para la participación laboral de cuatro categorías de miembros del hogar: mujeres comprometidas, mujeres no comprometidas, hombres comprometidos, y hombres no comprometidos (25). Para las mujeres comprometidas, el número de hijos menores de seis años afectó negativamente la probabilidad de participación, mientras que para las no comprometidas esta variable no fue significativa. Para los hombres, tanto comprometidos como no comprometidos, el número de hijos menores de seis años afectó positiva y significativamente la probabilidad de participar.

Como se ha visto, en Colombia la mayor parte de la producción investigativa alrededor de la participación laboral de la mujer se concentra en análisis agregados de forma nacional, para el caso de la presente investigación. En la presente investigación se introduce un enfoque regional que explora la influencia de las características individuales en la decisión de participar en el mercado laboral de dos grupos de mujeres: las madres y las mujeres sin hijos. El contraste con los resultados nacionales permitirá, a su vez, referenciar la importancia de los hallazgos y dimensionar el impacto que sobre éstos 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 microeconómica propuesto por Yun a los modelos de escogencia binaria previamente estimados, para 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  $y^*$ , determina el valor de la variable dependiente, equivalente a 1 cuando una mujer hace parte del mercado de trabajo (26):

$$y = \begin{cases} 1 & \text{si } y^* > 0 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \quad (1)$$

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

$$\begin{aligned} P(y=1) &= P(y^* > 0) \\ &= \Phi\left(X_i \frac{\beta}{\sigma}\right) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{y^*=X_i\beta} e^{-z^2/2} dz \end{aligned} \quad (2)$$

La probabilidad de participar está condicionada a un vector  $(X_i)$  de características individuales que se representa 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  $\beta$  son estimados por medio de una rutina log-máxima verosimilitud, como muestra la ecuación 3.

$$P_{H_i}(y=1) = \alpha_H + X_{H_i}\beta_H + \epsilon_i \quad (3)$$

$$\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$

$$P_{SH_i}(y=1) = \alpha_{SH} + X_{SH_i}\beta_{SH} + \epsilon_i \quad (4)$$

$$\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$

$$\ln(L) = \sum_i \left\{ y_i \ln \left[ \Phi \left( X_i \frac{\beta}{\sigma} \right) \right] + (1 - y_i) \ln \left[ 1 - \Phi \left( X_i \frac{\beta}{\sigma} \right) \right] \right\} \quad (5)$$

Posteriormente, se realiza el análisis de descomposición microeconómica, 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 y Oaxaca (27, 28). 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 3 y 4 en términos de media:

$$\bar{P}_{H_i} = \hat{\alpha}_H + \bar{X}_{H_i} \hat{\beta}_H \quad (6)$$

$$\bar{P}_{SH_i} = \hat{\alpha}_{SH} + \bar{X}_{SH_i} \hat{\beta}_{SH} \quad (7)$$

Al sustraer la ecuación 6 de la ecuación 7, se tiene la diferencia media de la tasa de participación entre mujeres sin hijos y mujeres con hijos:

$$\begin{aligned} \bar{P}_{SH_i} - \bar{P}_{H_i} &= \underbrace{(\hat{\alpha}_{SH} - \hat{\alpha}_H)}_{D_1} + \underbrace{(\hat{\beta}_{SH} - \hat{\beta}_H)}_{D_2} \bar{X}_{SH_i} \\ &\quad + \underbrace{\hat{\beta}_H (\bar{X}_{SH_i} - \bar{X}_{H_i})}_{\text{Características individuales}} \end{aligned} \quad (8)$$





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* (*coeficiente más constante*). El primero explica las diferencias en la participación atribuibles a diferencias en las características observables propias de cada mujer, y el segundo, explica las diferencias en la participación en razón de la estructura del mercado laboral y/o preferencias de la mujer al trabajo remunerado. Este último efecto se representa en la ecuación 8 como la suma del efecto constante ( $D_1$ ) y el efecto coeficiente ( $D_2$ ). A su vez, el método de descomposición microeconómica permite también 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;<sup>2</sup> *número de desempleados* en el hogar; *riqueza* del hogar, que asumió el valor de 1 si la vivienda donde habita el hogar es propia (totalmente pagada), el estrato de la vivienda corresponde a medio alto o alto (5 ó 6), y los ingresos totales del hogar, deflactados a diciembre de 2000, están por encima de los \$2'500.000 (24), 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 destaca que el trabajo no considera los problemas de endogeneidad y de sesgo de selección, frecuentes en este campo de investigación. El primero no se considera, debido a que la fecundidad (tener hijos o no) no es una variable explicativa de la participación, sino que es usada para segmentar los dos grupos sujetos de análisis (mujeres con hijos y mujeres sin hijos). A su vez, el sesgo de selección no es problema en el modelo, pues cada una de las muestras o grupos considerados son representativos de la población de estudio (mujeres con hijos y mujeres sin hijos).

## Resultados

### Determinantes de la decisión de participación en el mercado laboral de las mujeres con y sin hijos en la costa Caribe colombiana

Los resultados de los ejercicios econométricos de la decisión de participación de las mujeres con y sin hijos en la costa Caribe se observan en la tabla 1. En ésta se incluyen los coeficientes, los niveles de significancia y los efectos marginales.<sup>3</sup>

Para todos los años, la educación tiene un impacto positivo y significativo en la participación tanto de las madres como de las no madres. Durante el 2002, por ejemplo, un año adicional de educación incrementó la probabilidad de participar de las mujeres con hijos en 2,0% y de las mujeres sin hijos en 1,6%. De igual forma, la edad tiene

2 Se consideró a una mujer con pareja cuando en el estado civil reportaba que estaba casada o en unión libre, y sin pareja si marcó estar soltera, divorciada o separada, viuda, o si manifestó estar casada, pero no reporta ninguna información sobre su pareja.

3 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 2002.

un impacto positivo en la probabilidad de participación para ambos grupos de mujeres, aunque su efecto se disipa a mayor edad, como lo sugiere el signo negativo de esta variable al cuadrado.

**CATEGORÍA DE COMPARACIÓN:** mujeres entre 25 y 55 años, jefas de hogar o esposas de jefe de hogar, con pareja ocupada, hijos mayores a dos años y en un hogar no rico. 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.

Al considerar el estado laboral de la pareja, se observa que para todos los años, una mujer con pareja inactiva tiene la misma probabilidad de participar que una mujer con pareja ocupada, mientras que una mujer sin cónyuge tiene más probabilidad de participar que una mujer con pareja ocupada. Esto ocurre independientemente de si la mujer es madre o no.

**TABLA 1.**  
**COSTA CARIBE. RESULTADOS DE LA DECISIÓN DE PARTICIPAR EN EL MERCADO LABORAL**  
**DE LAS MUJERES CON Y SIN HIJOS**

Variables	2002		2004		2006		2008	
	Con hijos	Sin hijos	Con hijos	Sin hijos	Con hijos	Sin hijos	Con hijos	Sin hijos
	Coefficiente dy/dx	Coefficiente dy/dx	Coefficiente dy/dx	Coefficiente dy/dx	Coefficiente dy/dx	Coefficiente dy/dx	Coefficiente dy/dx	Coefficiente dy/dx
Años de escolaridad	0,0519*	0,0463*	0,0535*	0,0949*	0,0580*	0,0499*	0,0627*	0,0918*
	(0,0200)	(0,0157)	(0,0210)	(0,0312)	(0,0218)	(0,0161)	(0,0246)	(0,0281)
Edad	0,1282*	0,2436*	0,1501*	0,0287	0,1500*	0,2768*	0,1815*	0,1122
	(0,0494)	(0,0826)	(0,0590)	(0,0094)	(0,0564)	(0,0891)	(0,0712)	(0,0344)
Edad al cuadrado	-0,0016*	-0,0031*	-0,0019*	-0,0003	-0,0019*	-0,0034*	-0,0023*	-0,0014
	(-0,0006)	(-0,0011)	(-0,0008)	(-0,0001)	(-0,0007)	(-0,0011)	(-0,0009)	(-0,0004)
Pareja inactiva	-0,3020	-0,3274	-0,0448	-0,5580	-0,1588	-0,2964	-0,2591	0,7831
	(-0,1191)	(-0,1193)	(-0,0176)	(-0,2060)	(-0,0610)	(-0,1032)	(-0,1029)	(0,1729)
Pareja desocupada	0,4743*	0,8629	0,5390*	0,2782	0,3856*	0,3908	0,4246*	-
	(0,1669)	(0,2132)	(0,1945)	(0,0833)	(0,1333)	(0,10939)	(0,1566)	-
Sin cónyuge	0,4135*	0,5771*	0,3333*	0,438**	0,6421*	0,4345*	0,2388*	0,2745***
	(0,1541)	(0,1881)	(0,1285)	(0,1395)	(0,2250)	(0,1356)	(0,0926)	(0,0825)
Ingreso no laboral	-0,0723*	-0,0116	-0,0415*	-0,0435	-0,0722*	-0,0287	-0,022**	-0,0192
	(-0,0278)	(-0,0039)	(-0,0163)	(-0,0144)	(-0,0027)	(-0,0092)	(-0,0084)	(-0,0058)
Riqueza	-0,092***	-0,0549	-0,122**	-0,0526	-0,1308**	-0,1741	-0,090***	-0,0608
	(-0,0397)	(-0,0186)	(-0,0480)	(-0,0681)	(-0,0488)	(-0,0556)	(-0,0354)	(-0,0186)
Ingreso del esposo	-0,0148*	-0,0022	-0,0145*	-0,0175	-0,0021*	-0,0010	-0,008**	-0,0088
	(-0,0057)	(-0,0008)	(-0,0057)	(-0,0058)	(-0,0008)	(-0,0003)	(-0,0031)	(-0,0026)
Constante	-2,6660*	-2,5813*	-3,0709*	-3,1107*	-3,0575*	-2,3942*	-3,8137*	-3,1589*

\*significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 10%

**Fuente:** elaboración propia con base en la Encuesta Continua de Hogares y Gran Encuesta Integrada de Hogares del DANE (2002, 2004, 2006, 2008)



Por el contrario, sólo si se es madre, una mujer con pareja desocupada tiene más probabilidad de participar que una mujer con pareja ocupada, mientras que una mujer sin hijos y con pareja desocupada tiene la misma probabilidad de participar que una mujer sin hijos y con pareja ocupada. No obstante, las mujeres sin hijos y con pareja desocupada durante 2008 registraron una tasa de participación del 100%, lo que muestra que la desaceleración de la economía de ese año incidió positivamente en la participación de este grupo de mujeres.

Las variables relacionadas con el soporte económico adicional con que cuenta la mujer, como ingresos del esposo, ingresos no laborales y riqueza del hogar tienen un impacto negativo en la probabilidad de participar sólo si la mujer es madre. Durante 2002, por ejemplo, ante un incremento de cien mil pesos en los ingresos no laborales, la probabilidad de participación de una mujer con hijos se redujo en un 2,8%; a su vez, ante un incremento en esta misma cuantía en el ingreso del esposo, la probabilidad se redujo en un 0,57%. Por su parte, una mujer con hijos en un hogar rico tiene entre 3,5 y 4,9% menos probabilidad de participar que una mujer en un hogar no rico.

Para las mujeres sin hijos, las variables relacionadas con el soporte económico adicional resultaron no significativas, lo que permite deducir que las mujeres sin hijos deciden participar o no, independientemente de sus ingresos no laborales, de los ingresos del esposo o de la riqueza.

#### Determinantes de la decisión de participación en el mercado laboral de las mujeres con y sin hijos en Colombia

Los resultados de los ejercicios económicos de las mujeres con y sin hijos en

Colombia se encuentran en la tabla 2. En ésta se incluyen los coeficientes, los niveles de significancia y los efectos marginales.<sup>4</sup>

En general, los resultados para Colombia son consistentes con los encontrados en la costa Caribe: la educación y la edad tienen un impacto positivo y significativo en la probabilidad de participar; las mujeres sin cónyuge tienen más probabilidades de participar que aquéllas con cónyuge ocupado, independientemente de si son madres o no; y las variables relacionadas con el soporte económico adicional con que cuenta la mujer tienen un impacto negativo y significativo para las madres, e irrelevante o poco importante para las no madres.

De igual forma, para todos los años de análisis, las mujeres con hijos y pareja desocupada tuvieron más probabilidad de participar que las madres con pareja ocupada; mientras que para las mujeres sin hijos, sólo durante 2008, año en el que se registró una desaceleración de la economía, una mujer con pareja desocupada tenía más probabilidades de participar que una mujer con pareja ocupada.

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 aquéllas con pareja ocupada; mientras que en la costa Caribe, no hay diferencias desde el punto de vista estadístico en la probabilidad de participar entre estos dos grupos de mujeres.

**CATEGORÍA DE COMPARACIÓN:** mujeres entre 25 y 55 años, jefas de hogar o esposas de jefe

<sup>4</sup> 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.

**TABLA 2.**  
**COLOMBIA. RESULTADOS DE LA DECISIÓN DE PARTICIPAR EN EL MERCADO LABORAL DE LAS MUJERES**  
**CON Y SIN HIJOS EN COLOMBIA**

Variables	2002		2004		2006		2008	
	Con hijos	Sin hijos	Con hijos	Sin hijos	Con hijos	Sin hijos	Con hijos	Sin hijos
	Coefficiente dy/dx	Coefficiente dy/dx	Coefficiente dy/dx	Coefficiente dy/dx	Coefficiente dy/dx	Coefficiente dy/dx	Coefficiente dy/dx	Coefficiente dy/dx
Edad	0,1479*	0,1239*	0,1683*	0,1162*	0,1286*	0,1654*	0,1691*	0,1239*
	(0,0517)	(0,0371)	(0,0596)	(0,0337)	(0,0445)	(0,0516)	(0,0604)	(0,0350)
Edad al cuadrado	-0,0019*	-0,0017*	-0,0022*	-0,0016*	-0,0017*	-0,0022*	-0,0022*	-0,0018*
	(-0,0007)	(-0,0005)	(-0,0008)	(-0,0004)	(-0,0006)	(-0,0007)	(-0,0008)	(-0,0005)
Años de escolaridad	0,0486*	0,0504*	0,0553*	0,0799*	0,0595*	0,0634*	0,0629*	0,0807*
	(0,0170)	(0,0151)	(0,0196)	(0,0232)	(0,0206)	(0,0198)	(0,0225)	(0,0228)
Pareja inactiva	-0,2469*	-0,0571	-0,1804*	-0,0754	-0,2342*	-0,0293	-0,1744**	0,0295
	(-0,0907)	(-0,0199)	(-0,0663)	(-0,0269)	(-0,0852)	(-0,0100)	(-0,0644)	(0,0083)
Pareja desocupada	0,2103*	0,0817	0,3473*	0,1230	0,2816*	0,1914	0,3071*	0,6190**
	(0,0694)	(0,0238)	(0,1118)	(0,0340)	(0,0898)	(0,0560)	(0,1011)	(0,1333)
Sin cónyuge	0,3553*	0,2976*	0,4039*	0,4190*	0,5855*	0,3826*	0,1357*	0,134***
	(0,1215)	(0,0878)	(0,1398)	(0,1186)	(0,1948)	(0,1170)	(0,0481)	(0,0374)
Ingreso no laboral	-0,0601*	-0,0388	-0,0319*	-0,0884**	-0,0249*	-0,046***	-0,0163*	-0,0354
	(-0,0213)	(-0,0117)	(-0,0012)	(-0,0246)	(-0,0089)	(-0,0142)	(-0,0057)	(-0,0096)
Riqueza	-0,2022*	-0,11742	-0,2521*	-0,11269	-0,1695*	-0,2953*	-0,1749*	-0,0947
	(-0,0701)	(-0,0318)	(-0,0884)	(-0,0304)	(-0,0583)	(-0,0926)	(-0,0620)	(-0,0268)
Ingreso del esposo	-0,0133*	-0,0039	-0,0074*	-0,0033	-0,0046*	-0,0075**	-0,0100*	-0,0078
	(-0,0047)	(-0,0116)	(-0,0057)	(-0,0102)	(-0,0016)	(-0,0023)	(-0,0035)	(-0,0021)
Constante	-2,5813*	-1,6966**	-3,1107*	-1,9180**	-2,3942*	-2,7921*	-3,1589*	-1,8974*

\*significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 10%.

**Fuente:** elaboración propia con base en la Encuesta Continua de Hogares y Gran Encuesta Integrada de Hogares del DANE (2002, 2004, 2006, 2008)

de hogar, con pareja ocupada y en un hogar no rico.

Los efectos marginales de las madres con pareja desocupada o sin cónyuge son superiores en la costa Caribe, lo que es resultado de las mayores diferencias en la participación entre estos dos grupos de mujeres con respecto a las madres con pareja ocupada. Así, por ejemplo, durante 2002 en la costa Caribe una mujer con pareja desocupada tuvo un 16,6% más probabilidades de parti-

cipar que una mujer con pareja ocupada, mientras que en Colombia esta probabilidad fue del 6,9%.

### Determinantes de las diferencias de la decisión de participación de las mujeres con y sin hijos

En la tabla 3 se presentan los resultados del método de descomposición microeconóme-



FECUNDIDAD Y PARTICIPACIÓN DE LA MUJER EN EL MERCADO LABORAL  
EN LA COSTA CARIBE Y EN COLOMBIA

trica de las diferencias en la participación entre mujeres con y sin hijos en términos de puntos porcentuales, tanto en la costa Caribe como en Colombia.

Al comparar las diferencias en las tasas de participación de las madres y de las madres en la costa Caribe y en Colombia se encuentra que, para todos los años de

**TABLA 3.**  
**DESCOMPOSICIÓN MICROECONÓMICA EN PUNTOS PORCENTUALES**

	Costa Caribe				Colombia			
	2002	2004	2006	2008	2002	2004	2006	2008
Diferencia observada	0,097	0,131	0,090	0,147	0,074	0,101	0,079	0,101
Diferencia residual	0,000	0,018	0,019	0,018	-0,012	-0,011	-0,015	-0,026
Descomposición agregada								
Total efectos								
Característica	0,044	0,054	0,036	0,017	0,015	0,035	0,037	0,023
Cociente	-0,104	0,134	-0,001	-0,005	-0,122	-0,007	-0,048	-0,108
Constante	0,156	-0,075	0,035	0,117	0,193	0,083	0,106	0,212
Efecto parámetro (efecto coef. + efecto const.)	0,052	0,059	0,034	0,112	0,071	0,076	0,057	0,104
Descomposición detallada								
Efecto característica								
Edad	0,001	0,000	0,000	0,000	-0,005	-0,002	-0,004	-0,004
Años de escolaridad	0,018	0,023	0,016	0,015	0,017	0,032	0,027	0,025
Pareja inactiva	0,001	0,002	0,000	0,000	-0,004	-0,004	-0,002	0,000
Pareja desocupada	-0,001	0,001	0,001	-	0,000	0,000	0,000	0,000
Sin cónyuge	0,022	0,012	0,016	0,000	0,011	0,016	0,018	0,001
Ingreso no laboral	0,000	-0,003	-0,004	-0,001	-0,004	-0,007	-0,004	-0,002
Riqueza	0,002	0,020	0,007	0,002	0,001	0,000	0,001	0,000
Ingreso del esposo	0,000	0,002	0,000	0,001	0,000	0,000	0,001	0,002
Efecto coeficiente								
Edad	-0,060	0,114	0,075	-0,005	-0,072	-0,006	0,021	-0,111
Años de escolaridad	-0,060	0,088	-0,052	0,016	-0,026	0,017	-0,023	-0,003
Pareja inactiva	0,001	-0,006	-0,001	0,004	-0,003	-0,007	0,000	0,001
Pareja desocupada	0,001	-0,002	0,001	-	-0,002	-0,004	-0,001	0,000
Sin cónyuge	0,008	0,005	-0,021	-0,013	-0,011	-0,007	-0,025	-0,013
Ingreso no laboral	0,005	0,001	0,002	-0,002	0,003	-0,003	-0,002	-0,004
Riqueza	-0,011	-0,087	-0,008	-0,005	-0,023	-0,002	-0,014	0,014
Ingreso del esposo	0,013	0,022	0,003	0,000	0,013	0,006	-0,004	0,008

**Fuente:** elaboración propia con base en la Encuesta Continua de Hogares y Gran Encuesta Integrada de Hogares del DANE (2002, 2004, 2006, 2008)

análisis, los diferenciales son superiores en la costa Caribe, lo que sugiere mayor incompatibilidad entre el tener hijos y la participación laboral en esta región.

De la diferencia total observada en la costa Caribe, 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 2002, 4,4 puntos porcentuales de la diferencia total (9,7 puntos porcentuales) fueron explicadas por diferencias en las características medias de las mujeres. Para el caso colombiano, el efecto característica explica entre el 19,8 y el 46,3% de las diferencias observadas.

Por su parte, el efecto parámetro, que por construcción muestra las diferencias no explicadas por las características medias de las mujeres, refleja diferencias atribuidas al comportamiento de la economía y/o diferentes actitudes de las mujeres frente al trabajo remunerado. Este efecto, para la costa Caribe, se debe durante los años 2002, 2006 y 2008 principalmente a un efecto constante, mientras que en Colombia, para todos los años, se explica principalmente por el 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 también permite conocer cuáles variables contribuyen en mayor medida a las diferencias totales. De este análisis se encuentra que la mayor parte del efecto característica en la costa Caribe (entre el 64,5 y el 91,6%) es explicado por la escolaridad y el hecho de no tener pareja. Durante 2002 la primera variable explicó el 41,0% de este efecto, y después aumentó paulatinamente hasta explicar el 86,7% en 2008. También durante 2002, el no tener pareja explicó el 56,6% del efecto característica, aunque

para 2008 esta variable no contribuyó a la explicación de las diferencias. Por su parte, la riqueza, durante 2004 y 2006 explicó entre el 20,3 y el 37,4% del efecto característica.

En Colombia, al igual que en la costa Caribe, la mayor parte del efecto característica se explica, principalmente, por la escolaridad y por no tener pareja.

En síntesis, 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.

## Discusión

En la costa Caribe y en Colombia, durante el período 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 (13), y Álvarez (15) para España, por Bratti (16) para Italia, y a nivel de Colombia por Charry (24) y por Arango, Posada y Charry (25). Sin embargo, la incompatibilidad entre la fecundidad y el trabajo es más notable en la costa Caribe que en el total nacional.

Entre las variables que inciden en la participación o inactividad de las mujeres colombianas, o de la costa Caribe, se encuentra la educación, la cual 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, en especial de las mujeres con hijos, siguiendo la misma línea de lo encontrado en otros estudios para el caso colombiano (24, 25, 29). Para las mujeres sin hijos



estas variables no resultaron significativas, lo que muestra que para este grupo la riqueza del hogar, los ingresos del esposo o los ingresos no laborales no son determinantes en la decisión de participar o no.

Otra variable que incide positivamente en la participación es el no tener cónyuge. En la costa Caribe y en Colombia las mujeres sin cónyuge (independientemente de que sean madres o no) son las más motivadas a participar en el mercado laboral, lo que es razonable ya que estas mujeres deben derivar su propio sustento. Por otro lado, durante 2008 –año de desaceleración de la economía–, las mujeres con pareja desocupada aumentaron su participación notablemente, al punto de que esta variable pasó de ser no significativa en los años anteriores a serlo ese año. Esto refleja el fenómeno del trabajador secundario.

Al indagar sobre 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 por construcción es la diferencia no explicada por las características individuales de los dos grupos de mujeres. Este efecto puede sugerir la existencia de restricciones en el mercado laboral que no permiten que las mujeres compaginen fácilmente sus dos roles: el de trabajadoras y el 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, el suministro de servicios de atención infantil y la licencia de maternidad. En el caso de los países de Europa occidental, la implementación de políticas sociales que aumentan la flexibilidad del empleo y disminuyen el costo de oportunidad de los niños, ha resultado efectiva (19). 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 (16), quien considera que la educación incide tanto en la decisión de tener hijos como en la decisión de participación: el mayor nivel educativo incrementa la incorporación de las mujeres en el mercado de trabajo, y a la vez las más educadas posponen la maternidad. A su vez, esto es consistente con lo expuesto por Elízaga (20), quien considera que la fecundidad no explica la totalidad de los diferenciales en la participación, pues dado que aquélla está asociada negativamente con la educación, y esta última variable se relaciona positivamente con la participación, es difícil anticipar qué parte explica cada una aisladamente.

### Conclusiones y recomendaciones

La participación en el mercado laboral y el tener hijos constituyen actividades incompatibles para las mujeres tanto de la costa Caribe como del país en general, aunque en la primera las diferencias en la participación de las madres y de las no madres son más amplias.

Por su parte, los determinantes de la decisión de participación de las mujeres con hijos y sin hijos son claramente diferenciados: mientras que para el primer grupo, el soporte económico adicional (ingresos no laborales, riqueza del hogar, ingresos del esposo) o el tener una pareja desocupada constituyen variables que afectan la decisión de participación, para las mujeres sin hijos estas variables dejan de ser tan importante en su decisión de



participar en el mercado laboral, aunque en el caso de tener una pareja desocupada en periodos de crisis económica este grupo de mujeres incrementa su participación.

Dentro las características observables de las mujeres que explican las diferencias entre las tasas de participación de las mujeres con y sin hijos, se encuentran la educación y el no tener pareja, y en menor medida la riqueza del hogar. Sin embargo, no es posible determinar el efecto que cada una de esas variables tiene sobre la participación y la fecundidad, de manera aislada, lo que sólo permite concluir que las mujeres sin hijos tienen una mayor participación en el mercado laboral, debido a que su nivel educativo es mayor, y que una proporción más significativa de ellas no tiene cónyuge y habita en un hogar no rico.

Sin embargo, más del 50% de las diferencias en las tasas de participación no son explicadas por las características medias de las mujeres, lo que conduce a enfatizar en una política social que plantee estrategias que faciliten la inserción de las mujeres en el mercado laboral como la flexibilidad de horarios, el suministro de servicios de atención infantil y la licencia de maternidad, estrategias que en los países de Europa occidental han resultado efectivas.

### Referencias bibliográficas

1. Banco Mundial. Desafíos y oportunidades para la equidad de género en América Latina y el Caribe. World Bank: Washington D.C.; 2003.
2. Profamilia. Encuesta de Demografía y Salud. En: Salud sexual y reproductiva en Colombia. Colombia: Profamilia; 2005.
3. Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Estadísticas vitales. 2008 [acceso: marzo de 2008]. Consultado en: [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).
4. Becker G. A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*. 1965. 75 (299): 493-517.
5. Mincer J. Market Prices, Opportunity Cost and Income Effects. En: Christ C, editor. *Measurement in Economics*. Stanford: Stanford University Press; 1963.
6. Easterlin RA. Population, Labor Force, and Long Swings in Economic Growth: the American Experience. New York: Columbia University Press; 1968.
7. Easterlin RA. Relative Economic Status and the American Fertility Swing. En: Sheldom EB, editor. *Family Economic Behavior: Problems and Prospects*. Philadelphia: Lippincott; 1973. p. 170-223.
8. Butz W, Ward M. The Emergence of Counter-cyclical U.S. Fertility. *American Economic Review*. 1979; 69: 318-27.
9. Devaney B. An Analysis of Variations in U.S. Fertility and Female Labor Force Participation Trends. *Demography*, 1983. 20 (2): 147-61.
10. Becker G. Family Economics and Macro Behavior. *American Economic Review*. 1988; 78: 1-13.
11. Ping W, Chong KY, Scotese CA. Fertility Choice and Economic Growth: Theory and Evidence. *The Review of Economics and Statistics*. 1994; 76,(2): 255-66.
12. Weller R. Wife's Employment and Cumulative Family Size in the United States, 1960 and 1970. *Demography*. 1977; 14 (1): 43-65.
13. Francés G, Santana J. 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. Barcelona: Departament d'Economia Aplicada, Universitat Autònoma de Barcelona; 2000. p. 25.
14. González I, Pérez C, Prieto M. La participación laboral de la mujer en Castilla y León. *Revista de Investigación Económica y Social de Castilla y León*. 1999; 2 (2): 83-98.
15. Álvarez G. Decisiones de fecundidad y participación laboral de la mujer en España. *Investigaciones Económicas*. 2002; 26 (1): 187-218.
16. Bratti M. Labor Force Participation and Marital Fertility of Italian Women: The Role of Education. *Journal of Population Economics*. 2003; 16 (3): 525-54.
17. Rindfuss R, Morgan P, Offutt K. Education and the Changing Age Pattern of American Fertility: 1963-1989. *Demography*. 1996; 33(3): 277-90.
18. Engelhardt H, Kögel T, Prskawetz A. Fertility and Women's Employment Reconsidered: A Macro-Level Time-Series Analysis for Developed Countries, 1960-2000. *Population Studies*. 2004; 58(1): 109-20.





19. Del Boca D, Pasqua S, Pronzato C. The Impact of Institutions on Motherhood and Work. ISER Working Paper. 2006; 55.
20. Elízaga J. Participación de la mujer en la mano de obra en América Latina: la fecundidad y otros determinantes. *Revista Internacional del Trabajo*. 1947 mayo- junio; 86(5-6): 569-85.
21. Benveniste E, Perticara M. Análisis de los cambios en la participación laboral femenina en Chile. *Revista de Análisis Económico*. 2007; 22 (1): 71-92.
22. Yun M-S Decomposition Analysis for a Binary Choice Model. IZA Discussion Papers. 2000.
23. Yun M-S Decomposing Differences in the First Moment. IZA Discussion Papers. 2003; 877 Volume 1-9.
24. 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 (262).
25. Arango LE, Posada CE, Alejandro C. La participación laboral en Colombia según la nueva encuesta: ¿cambian sus determinantes? Borradores de Economía, Banco de la República. 2003 (250).
26. Johnston J, DiNardo J. *Econometric Methods*. Fourth Edition. Irvine, California: McGraw-Hill; 1997.
27. Blinder A, Wage S. Discrimination-Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*. 1973; 8 (4): 436-55.
28. Oaxaca RL. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*. 1973; 14 (3): 693-709.
29. Arango LE, Posada CE. La participación laboral en Colombia. Borradores de Economía, Banco de la República. 2002; (217).



## Anexos

**CUADRO 1.**  
**COSTA CARIBE. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS.**  
**TERCEROS TRIMESTRES, 2002-2008**

Variables	2002		2004		2006		2008	
	Sin hijos	Con hijos	Sin hijos	Con hijos	Sin hijos	Con hijos	Sin hijos	Con hijos
Número de observaciones	325	3.414	289	3.064	336	2.901	431	3.359
Participación en el mercado laboral (%)	69,5	59,9	69,9	56,8	72,3	63,4	75,2	60,4
Edad (media)	39,0	39,6	39,7	40,3	40,3	40,1	40,3	40,6
Años de escolaridad (media)	9,8	8,4	9,5	8,8	10,0	9,0	10,0	9,5
Con pareja inactiva (%)	3,4	4,1	2,8	3,5	3,9	3,5	1,6	1,3
Con pareja ocupada (%)	52,9	64,1	55,4	64,3	53,3	65,6	33,4	34,0
Con pareja desocupada (%)	2,8	3,1	3,5	2,4	3,9	3,2	1,9	1,5
Sin cónyuge (%)	40,9	28,7	38,4	29,8	39,0	27,7	63,1	63,1
Ingreso no laboral (media mensual)	\$47.991	\$15.017	\$24.024	\$15.547	\$46.633	\$15.280	\$64.638	\$ 26.641
Ingreso del esposo (media mensual)	\$198.480	\$182.043	\$158.630	\$192.428	\$449.537	\$442.385	\$ 572.332	\$606.268
Proporción de mujeres que viven en hogares ricos (%)	56,6	63,3	55,0	66,7	42,3	54,1	40,1	51,1
Número de hijos (media)	-	2,5	-	2,3	-	2,3	-	2,2
Con hijos < de 1 año (%)	-	4,7	-	4,7	-	2,8	-	4,7
Con hijos entre 1 y 2 años (%)	-	10,9	-	8,9	-	7,6	-	10,1
Con hijos entre 3 y 5 años (%)	-	19,9	-	20,0	-	14,3	-	18,8

**Fuente:** cálculo de los autores a partir de la Encuesta Continua de Hogares y la Gran Encuesta Integrada de Hogares del DANE



FECUNDIDAD Y PARTICIPACIÓN DE LA MUJER EN EL MERCADO LABORAL  
EN LA COSTA CARIBE Y EN COLOMBIA

**CUADRO 2.**  
**COLOMBIA. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS VARIABLES EXPLICATIVAS. TERCEROS TRIMESTRES, 2002-2008**

Variables	2002		2004		2006		2008	
	Sin hijos	Con hijos	Sin hijos	Con hijos	Sin hijos	Con hijos	Sin hijos	Con hijos
Número de observaciones	1.732	14.929	1.754	14.705	1.789	12.073	2.213	14.101
Participación en el mercado laboral (%)	75,1	67,7	76,5	66,4	74,2	66,2	77,9	67,8
Edad (media)	40,7	39,4	41,0	39,9	41,4	40,3	41,2	40,4
Años de escolaridad (media)	9,5	8,4	10,1	8,6	10,2	8,8	10,4	9,3
Con pareja inactiva (%)	5,1	3,3	5,5	4,0	6,3	4,3	2,3	1,2
Con pareja ocupada (%)	46,9	60,7	44,5	60,4	43,3	60,2	24,8	28,4
Con pareja desocupada (%)	4,3	5,3	4,1	4,5	3,2	3,7	1,6	1,6
Sin cónyuge (%)	43,6	30,7	46,0	31,2	47,2	31,8	71,3	68,8
Ingreso no laboral	\$56.648	\$22.078	\$52.815	\$26.838	\$56.141	\$30.233	\$71.163	\$42.393
Ingreso del esposo	\$221.657	\$225.303	\$262.131	\$257.788	\$27.678	\$486.473	\$574.709	\$675.230
Proporción de mujeres que viven en hogares ricos (%)	46,8	47,3	46,9	46,6	41,8	42,5	39,5	41,0
Número de hijos (media)	-	2,3	-	2,2	-	2,1	-	2,0
Con hijos < de 1 año (%)	-	4,6	-	4,0	-	2,5	-	4,2
Con hijos entre 1 y 2 años (%)	-	10,2	-	9,1	-	6,2	-	9,5
Con hijos entre 3 y 5 años (%)	-	20,3	-	19,0	-	11,5	-	16,5

**Fuente:** cálculo de los autores a partir de la Encuesta Continua de Hogares y la Gran Encuesta Integrada de Hogares del DANE

