

LA PARTICIPACIÓN LABORAL DE LAS PAREJAS COMPROMETIDAS EN COLOMBIA COMO UNA DECISIÓN FAMILIAR*

Emma Beatriz Castro U.**

Resumen

En este artículo se analizan los determinantes de la participación laboral de las mujeres comprometidas y su cónyuge como una decisión familiar en Colombia.

Las estimaciones econométricas muestran que la decisión de la pareja de participar en el mercado laboral es interdependiente y en ella influyen diversos factores como la existencia de hijos en edad preescolar y escolar, las condiciones económicas en el hogar, los indicadores de demanda laboral y las características regionales.

Palabras clave

Mujer casada, participación laboral, Biprobit, Colombia.

Abstract

This article analyzes the determinant factors of labor participation in both the committed women and their spouses in Colombia.

Econometrics estimates show that the couple's decision of participating in the labor market is interdependent and are affected in different ways by the human power, the existence of children of pre-schooling and primary ages, the economics conditions at home, labor demand indicators and regional characteristics.

Key words

Married woman, labor participation, Biprobit, Colombia.

Clasificación J.E.L.: C25, J01, J12, J13, J24

Introducción

En Colombia la participación laboral de la población en los últimos cincuenta años ha venido presentado aumentos significativos, y es muy fuerte en ella la presencia de las mujeres (Vélez y Winter, 1992), generada por los cambios culturales, institucionales y económicos (Ribero y García,

* Este resumen fue recibido el 01-06-10 y fue aprobado el 28-08-10. Realizado para optar al título de Magíster en Economía Aplicada Universidad del Valle.

** Economista Universidad del Valle. Magíster en Economía Aplicada Universidad del Valle 2009. Profesora e investigadora de la Universidad Autónoma de Occidente, Cali-Colombia. Correo- e: ebcastro@uao.edu.co.

1996; Tenjo y Ribero, 1998). Además, se ha extendido el ciclo laboral de las mujeres (Santamaría y Rojas, 2001). El efecto relativo de la educación en la participación femenina es mayor para las casadas que para las solteras, y para las mujeres que para los hombres. Resultados que explican por qué la participación femenina ha venido creciendo tan rápidamente (Tenjo y Ribero, 1998).

Existe amplia evidencia que sustenta la participación laboral individual. Santamaría y Rojas (2001) resumen los principales estudios que se han realizado al respecto en Colombia, y más recientemente Arango y Posada (2007) analizan la participación de la mujer casada. Pero es importante considerar el hogar, y no al individuo, como la unidad que toma las decisiones en materia de oferta laboral, ya que permite analizar más de cerca el fenómeno de la participación laboral de los miembros secundarios (mujeres casadas, hijos e hijas solteros) que, como se sabe, son los principales responsables de las variaciones que experimente la fuerza de trabajo ofrecida en el corto plazo (Mincer, 1962). De esta forma, Becker (1987) plantea que el hogar se constituye en una unidad de decisión y de análisis cuya su función de utilidad se ajusta a las decisiones de optimizar los recursos disponibles en una conexión directa entre el mercado de trabajo, como el lugar donde se adquieren los bienes y servicios por medio de un salario, y los bienes y servicios generados por la actividad doméstica.

Respecto a la evidencia empírica sobre la participación laboral de las mujeres en Colombia, la mayoría de los estudios realizados plantean que la probabilidad de participar depende exclusivamente de sus propias características personales. Véase, por ejemplo, los estudios de Ribero y Meza (1997), Tenjo y Ribero (1998), López (2001), Santamaría y Rojas (2001), Arango y Posada (2003 y 2007).

Teniendo en cuenta a la familia como una unidad de producción doméstica, tal como lo plantea Becker, que toma la decisión de participar en el mercado laboral de sus miembros, el objetivo de este documento es analizar los determinantes de la probabilidad de participar en el mercado laboral de la mujer comprometida (casada o unida) y del cónyuge con las restricciones de pertenecer a un mismo grupo familiar, tomando en cuenta variables individuales, familiares y regionales. Los datos empleados son los que proporciona la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del DANE para el segundo trimestre del 2006, para las trece principales áreas metropolitanas de Colombia, referente a las mujeres y su participación en el mercado laboral.

Para analizar los determinantes de la probabilidad de participar de las mujeres comprometidas y sus cónyuges se estima un modelo Probit Bivariante o Biprobit. Este modelo permite caracterizar las decisiones de los individuos teniendo en cuenta que estos pueden estar en entornos comunes. Para nuestro caso el entorno común es el familiar

en el que se encuentra una pareja y el efecto de esto sobre las decisiones de participar en el mercado laboral.

Este trabajo está organizado de la siguiente manera: después de esta introducción se realiza un acercamiento al modelo teórico de la participación laboral familiar. En la sección 3 se describe la base de datos utilizada. En la sección 4 se realiza el análisis econométrico de los determinantes de la participación laboral de la mujer comprometida y del cónyuge. Por último, en la sección 5 se presentan las conclusiones.

Modelo teórico de la participación laboral familiar

El modelo que se describe a continuación es el presentado por Ashenfelter y Heckman (1974), el cual postula la existencia de una unidad decisoria, la familia, que maximiza una función de utilidad conjunta de la forma:

$$U = U(L_m, L_f, X) \quad (1)$$

Donde:

L_m tiempo de ocio del esposo

L_f tiempo de ocio de la esposa

X: consumo familiar de un bien compuesto.

Sujeta a la restricción de igualdad del total de gastos e ingresos

$$W_m T_m + W_f T_f + Y = W_m L_m + W_f L_f + PX \quad (2)$$

Donde:

W_m : El salario del esposo

W_f : El salario de la esposa

P: precio de los bienes de consumo

Y: ingresos no laborales

T: tiempo total disponible de cada miembro por período.

$$\text{Si } T_i = L_i + h_i \quad (i = m, f)$$

Donde L_i es el tiempo libre y h_i es el tiempo de trabajo en el mercado de uno de los miembros de la familia.

Resolviendo las condiciones de maximización de primer orden de este problema junto con la restricción presupuestaria y suponiendo que se cumplan las condiciones de segundo

orden y que se alcance una solución interior, se obtienen que:

$$\partial U / \partial L_i = \lambda W_i \quad (i = m, f) \quad (3)$$

$$\text{y} \quad \partial U / \partial X = \lambda P \quad (4)$$

Donde λ , el multiplicador lagrangiano, es interpretado como la utilidad marginal del ingreso. La ecuación (3) permite soluciones de esquina, esto es, de casos en los que L_i es igual a T_i al menos para algunos de los miembros i de la familia. (Puesto que la tasa de actividad de las mujeres casadas generalmente es muy inferior a la unidad, este aspecto de (3) es particularmente importante).

Teniendo en cuenta que $h_i = T - L$, las funciones de oferta de trabajo:

$$h_i = h_i(W_m, W_f, P, Y) \quad i = (m, f) \quad (5)$$

Finalmente, siendo P el precio de los bienes de consumo como se mencionó, si se asume que $dp = 0$, entonces

la derivada total de la función de oferta de trabajo de uno de ellos es:

$$dh_i = (\partial h_i / \partial W_m) dW_m + (\partial h_i / \partial W_f) dW_f + (\partial h_i / \partial Y) dY \quad (i = m, f) \quad (6)$$

Sustituyendo la expresión correspondiente a la descomposición de Slutsky

(7) y adicionando el término de error, ε_i , se tiene:

$$dh_i = S_{im} dW_m + S_{if} dW_f + B_i [h_m(dW_m) + h_f(dW_f) + dY] + \varepsilon_i \quad (i = m, f) \quad (7)$$

donde $B_i = \partial h_i / \partial Y$

Esta ecuación resume las fuentes de variación de las horas ofrecidas de trabajo del núcleo familiar (mujeres y hombres casados, para nuestro caso), las cuales dependen de los salarios de cada uno de los individuos, los cuales son afectados por las características propias y elementos inobservables que pueden ser comunes. La especificación empírica seleccionada para la ecuación (7) se discute en la sección 4.

Datos

Los datos utilizados para el análisis se toman de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del segundo trimestre del año 2006 para las 13 principales áreas metropolitanas de Colombia. El Cuadro 1 recoge las variables de ECH relacionadas con el tema objeto de esta investigación: número de muje-

res en edad de trabajar casadas y en unión libre (de ahora en adelante comprometidas) que son jefes o cónyuges.

Las mujeres comprometidas en edad de trabajar son 17.206, de las cuales 16.873 viven con el cónyuge (población objetivo de este trabajo). La mayoría de estas mujeres comprometidas son cónyuges (92,5%); el 54,5% participan en el mercado laboral, tienen una tasa de desempleo de 14,4%, con un promedio de edad de 42 años y no alcanzan la secundaria completa. Dichas mujeres están comprometidas con hombres que en promedio tienen 47 años, no superan los diez años de educación, tienen una tasa de participación laboral de 85,5%, con un nivel de desempleo de 6.1% y son principalmente jefes de hogar.

Cuadro 1. Población de mujeres ECH 2006

Total población	109077	
Total mujeres en edad de trabajar	47503	
Mujeres comprometidas en edad de trabajar	17206	
Mujeres comprometidas que viven con el cónyuge	16873	Jefes de hogar = 1271 (7,5%)
Cónyuge = 15602 (92,5%)		
Estado en el mercado laboral de las mujeres comprometidas que viven con el cónyuge	Activos = 9192	
Inactivas = 7681	Ocupadas = 7870	
Desempleadas = 1322		
Edad media de las mujeres comprometidas que viven con el cónyuge	42	
Años medios de educación de las mujeres comprometidas que viven con el cónyuge	9,1	
Hombres comprometidos	16873	Jefes de hogar = 15602 (92,5%)
Cónyuge = 1271 (7,5%)		
Estado en el mercado laboral de los hombres comprometidos	Activos = 14427	
Inactivos = 2446	Ocupados = 13551	
Desempleados = 876		
Edad media de los hombres comprometidos	47	
Años medios de educación de los hombres comprometidos	9,2	

Fuente: ECH 2006 II Trimestre – Cálculos propios

Determinantes de la participación laboral de la mujer comprometida y su cónyuge

La especificación empírica propuesta aquí sigue de cerca a la de Segura (2002). En este sentido, la ecuación (7) de la sección 2, además de mostrar la relación que existe entre las horas de trabajo ofertadas por el cónyuge y su esposa, también comprueba la interdependencia en las decisiones de participar en el mercado laboral. Es decir, la alternativa que se toma es estimar un modelo de participación laboral que tenga en cuenta tal interdependencia en las decisiones en el núcleo familiar que también son observadas en la oferta de horas trabajadas.

Para tener en cuenta la posible correlación entre las características inobservables en las decisiones de

participar en el mercado laboral de la unidad familiar, se estima un modelo Probit Bivariado o Biprobit. Este modelo permite, a partir de un sistema de dos ecuaciones con variables dependientes binomiales, estimar probabilidades de forma conjunta, teniendo en cuenta la posibilidad de que los términos de perturbación aleatoria estén correlacionados (Wooldridge, 2002; Greene, 2003, Cameron y Trivedi, 2005). Esta correlación en los términos de perturbación permite modelar decisiones que impliquen entornos comunes, como es el caso de la participación laboral de la mujer o del hombre que al estar comprometidos se encuentran en un mismo entorno familiar.

En el Cuadro 2 se describen las variables utilizadas en el análisis de regresión. Las estimaciones del modelo y

Cuadro 2. Variables utilizadas en el análisis de regresión

Variables	Definiciones	Estadísticas descriptivas		
Dependientes				
Participación laboral de la mujer comprometida	= 1 participa = 0 no participa	Participa = 9192 (54,5%) No Participa = 7681 (45,5%)		
Participación laboral del cónyuge	= 1 participa = 0 no participa	Participa = 14427 (85,5%) No Participa = 2446 (14,5%)		
Independientes				
Edad de la mujer comprometida	Medida en años	Media = 42,22		
Edad del varón cónyuge	Medida en años	Media = 46,74		
Educación de la mujer comprometida	Número de años de educación formal aprobados	Media = 9,10		
Educación del varón cónyuge	Número de años de educación formal aprobados	Media = 9,21		
Binario hijos menores de 6 años	= 1 si hay presencia de hijos en el hogar menores de 6 años = 0 No hay presencia	Presencia = 4406 (26,1%) No presencia = 12467 (73,9%)		
Binario hijos entre de 6 y 14 años	= 1 si hay presencia de hijos en el hogar entre 6 y 14 años = 0 No hay presencia	Presencia = 6941 (41,1%) No presencia = 9932 (58,9%)		
Variables	Definiciones	Estadísticas descriptivas		
Número de desempleados en el hogar	Número de desempleados en el hogar	# desemp	Freq.	%
		0	12910	76,5
		1	3244	19,2
		2	599	3,55
		3	101	0,6
		4	13	0,08
		5	3	0,02
Tasas de desempleo regional	Tasas de desempleo de las 13 áreas metropolitanas (2006)	Ciudad	TD = D/PEA	
		Medellín	13,8%	
		Barranquilla	11,8%	
		Bogotá	11,1%	
		Cartagena	13,7%	
		Manizales	16,3%	
		Montería	15,2%	
		Villavicencio	12,0%	
		Pasto	16,6%	
		Cúcuta	13,3%	
		Pereira	13,2%	
		Bucaramanga	12,5%	
		Ibagué	20,1%	
		Cali	14,1%	

Cuadro 2. Variables utilizadas en el análisis de regresión (continuación).

		Ciudad	Ingreso laboral regional
Ingreso laboral regional	Media del ingreso laboral por área metropolitana, medida en cientos de miles de pesos (2006)	Medellín	4.872
		Barranquilla	5.295
		Bogotá	7.645
		Cartagena	5.885
		Manizales	6.032
		Montería	4.948
		Villavicencio	6.073
		Pasto	5.116
		Cúcuta	4.872
		Pereira	6.483
		Bucaramanga	6.722
		Ibagué	5.519
Cali	6.011		

Fuente: ECH 2006 II Trimestre – Cálculos propios

los efectos marginales se muestran en el Cuadro 3 y en el Cuadro del Anexo 1, respectivamente.¹ Se observa que las estimaciones presentan los signos esperados y significancia estadística. La prueba de hipótesis de que el ρ es igual a cero se rechaza, lo que indica que el modelo Biprobit es más adecuado que las estimaciones de las ecuaciones por separado. También se rechaza la hipótesis de no significancia conjunta de las estimaciones, lo cual prueba la validez conjunta del modelo. Por último, se ha encontrado que los porcentajes de predicciones correctas que hace el modelo (Cuadro Anexo 1) son altas: el modelo predice correctamente la participación de la mujer en el 67% de los casos; respecto a la participación laboral del cónyuge se tiene un porcentaje

de predicción correcta de 90%; y se predice correctamente la participación conjuntamente de la mujer casada y su esposo el 51% de las veces.

Analizando las estimaciones se observa que un mayor nivel educativo de la mujer comprometida incrementa su probabilidad de participar y disminuye la probabilidad de participar del cónyuge. Por su parte, un mayor nivel educativo del varón cónyuge incrementa su propia probabilidad de participar y disminuye la probabilidad de su cónyuge. Este efecto de la educación muestra que un mayor nivel educativo de la mujer (hombre) implica mayores remuneraciones y que los ingresos masculinos (femeninos) son menos necesarios en el hogar. Estos resultados son consistentes con los encontrados por Arango y Posada

1. Es importante anotar que el modelo Biprobit también se estimó teniendo en cuenta el potencial problema de selección muestral, cuyos resultados no reflejaron cambios respecto a la estimación inicial. Al respecto, no se encontró convergencia en los métodos simultáneos no lineales. La falta de convergencia en esta clase de modelos se ha detectado en otras investigaciones (ver, por ejemplo, Tenjo y Ribero, 1998).

Cuadro 3. Estimaciones del modelo Biprobit de participación laboral

	Participación laboral de la mujer comprometida	Participación laboral del cónyuge varón
Edad de la mujer comprometida	0,098*** (9,25)	-0,018 (-1,32)
Edad al cuadrado de la mujer comprometida	-0,001*** (-10,23)	0,00003 (0,22)
Edad del varón cónyuge	-0,024*** (-2,99)	0,020 (1,33)
Edad al cuadrado del varón cónyuge	0,0001 (1,59)	-0,0007*** (-5,76)
Educación de la mujer comprometida	0,064*** (20,95)	-0,010** (-2,10)
Educación del varón cónyuge	-0,014*** (-5,11)	0,010** (2,57)
Binario hijos menores de 6 años	-0,199*** (-7,22)	-0,038 (-0,55)
Binario hijos entre de 6 y 14 años	0,037 (1,53)	0,269*** (6,24)
Número de desempleados en el hogar	0,304*** (15,85)	0,073*** (2,85)
Tasas de desempleo regional	2,816*** (5,51)	1,061 (1,38)
Ingreso laboral regional	0,042*** (3,01)	-0,060*** (-2,84)
Constante	-1,832*** (-9,42)	3,203*** (7,65)
N Test de Wald Ho: no significancia conjunta de los coeficientes	16798 chi2(22) = 4728,71 Prob > chi2 = 0,000	
ρ Test de Wald Ho: $\rho = 0$	0,173*** (8,32) chi2(1) = 69,269 Prob > chi2 = 0,000	
() Estadísticos z robustos	*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

Fuente: ECH 2006 II Trimestre – Cálculos propios

(2007) y Charry (2003) en la década de los ochenta, noventa y principios del 2000.

En cuanto al efecto de las variables de edad se observa que cuando la mujer es más joven es más probable que participe, pero después de cierta edad su probabilidad de participar empieza a disminuir. En cuanto a la edad del cónyuge, el efecto sobre la

probabilidad de la mujer de participar en el mercado laboral es negativo, lo que indica que a más edad del cónyuge la mujer tiende a participar menos. Esto último muestra que la estabilidad económica que logran los hombres en edades mayores afecta negativamente la decisión de participar de la esposa.

Las variables dummies relacionadas con la edad de los hijos presentan diferentes efectos. Cuando los hijos tienen edad preescolar el efecto es negativo sobre la probabilidad de la mujer de participar, mientras que en la probabilidad de participar del cónyuge esta variable no es un determinante. Cuando existen hijos con edad escolar se presenta un efecto positivo en la participación laboral del varón cónyuge, pero no afecta la probabilidad de la mujer de participar en el mercado laboral. Estos resultados muestran que las mujeres prefieren asumir el rol del cuidado de los hijos en edades tempranas y ausentarse del mercado laboral, y que los hombres, al asumir parte de los costos escolares de los hijos, requieren de mayores ingresos y se ven en la necesidad de emplearse. Este efecto de los hijos menores ha sido regularmente encontrado y documentado en la literatura.

Respecto a la variable número de desempleados en el hogar, se observa un efecto positivo y significativo en la probabilidad de participar de la pareja, con un mayor efecto en la probabilidad de la mujer. Esto indica que existe una mayor presión sobre la decisión de emplearse tanto en la mujer como en su cónyuge, para compensar la pérdida de ingresos por individuos desempleados en el hogar. Este efecto comúnmente se conoce como “efecto trabajador adicional” (Segura, 2002; Tenjo y Ribero, 1998; Santamaría y Rojas, 2001).

En cuanto a las variables regionales se observa que la tasa de desempleo

regional, que busca detectar los efectos de la demanda de trabajo (Martínez-Granado, 2001), sólo resultó estadísticamente significativa en la probabilidad de participar de la mujer. El efecto positivo de esta variable muestra que en regiones con altas tasas de desempleo las mujeres comprometidas se ven obligadas a emplearse para compensar la caída de los ingresos en el hogar. Respecto a la variable ingreso laboral regional se observa que presenta un efecto positivo sobre la probabilidad de participar de la mujer casada y negativo para el esposo. Estos efectos contrarios muestran que la mujer casada tiene mayores incentivos de participar en mercados laborales con mayores remuneraciones que su esposo. Esto puede indicar igualmente que las ciudades con mayores ingresos laborales remuneran mejor a las mujeres casadas (por mayores niveles educativo de estas mujeres), con lo cual los ingresos del esposo son menos necesarios en el hogar y, por tanto, desincentiva la participación laboral de éste. Esta hipótesis se intenta corroborar a nivel macro en Cruz (2008), pero valdría la pena profundizar más en ella a nivel micro.

Una forma de cuantificar los efectos antes descritos son los efectos marginales. En el Anexo 1 se presentan todos los efectos marginales que resultan del modelo, tomando el promedio de las variables. Otra forma, más informativa en términos cuantitativos, consiste en predecir la probabilidad de participación para una mujer y cón-

yuge de referencia y ver cómo varía dicha probabilidad ante cambios en las variables explicativas. El Cuadro 4 recoge el anterior ejercicio; en él se puede apreciar que la probabilidad de la mujer de participar en el mercado laboral disminuye en un 15% si en el hogar hay hijos en edad preescolar. Ilustra también que cuando la mujer tiene educación universitaria la probabilidad de participar aumenta en un 51% en comparación con la que sólo tiene educación primaria; y en el cónyuge los cambios en los niveles educativos no generan grandes impactos sobre la probabilidad de participar. Al parecer, entonces, la educación es un determinante más importante para la mujer que para el cónyuge.

En cuanto a la variable edad se nota que la probabilidad de participar de una mujer de 50 años con las mismas características de una mujer de 40 años se reduce en cerca de 15% en comparación con ésta, y que la probabilidad de participar del cónyuge sólo se reduce en 2%. Respecto al número de desempleados en el hogar, se nota que cuando hay dos desempleados la probabilidad de participar de la mujer aumenta en 42%, lo cual indica que en las mujeres recae la mayor responsabilidad de captar ingresos adicionales cuando hay desempleados en el hogar. Por último, se observa que existen efectos menores respecto a las variables regionales.

Conclusiones

Entre los resultados se tiene que un mayor nivel educativo de la mujer

comprometida incrementa la probabilidad de participar de dicha mujer y disminuye la probabilidad de participar del cónyuge. Por su parte, un mayor nivel educativo del varón cónyuge incrementa su propia probabilidad de participar y disminuye la probabilidad de su cónyuge. Los efectos negativos sobre la probabilidad de participar pueden estar relacionados con la renta: un mayor nivel educativo de la mujer (hombre) implica mayores remuneraciones, y por tanto los ingresos masculinos (femeninos) son menos necesarios en el hogar.

En cuanto al efecto de las variables de edad, se observa que cuando la mujer es más joven es más probable que participe, pero después de cierta edad la probabilidad de participar empieza a disminuir. Respecto a la edad del cónyuge, el efecto sobre la probabilidad de la mujer de participar en el mercado laboral es negativo, lo que indica que a más edad del cónyuge la mujer tiende a participar menos. Esto último muestra que la estabilidad económica que logran los hombres en edades mayores afecta negativamente la decisión de participar de la esposa.

Las mujeres prefieren asumir el rol del cuidado de los hijos en edades tempranas y ausentarse del mercado laboral, mientras que los hombres al asumir parte de los costos escolares de los hijos requieren de mayores ingresos y se ven en la necesidad de emplearse.

En cuanto a las variables que buscan detectar los efectos del lado de la demanda de trabajo, se ha encontrado

Cuadro 4. Estimaciones del modelo Biprobit de participación laboral

Tasas de participación estimadas por características		
	Mujer de referencia	Varón de referencia
	0.530	0.941
Hijos		
Binario hijos menores de 6 años = 1	0,451	0,937
Binario hijos entre de 6 y 14 años = 1	0,545	0,967
Binario hijos menores de 6 años = 1		
Binario hijos entre de 6 y 14 años = 1	0,466	0,964
Educación de la mujer		
Educación = 11 años (secundaria)	0,678	0,934
Educación = 17 años (universitaria)	0,802	0,926
Educación del varón cónyuge		
Educación = 11 años (secundaria)	0,496	0,948
Educación = 17 años (universitaria)	0,462	0,954
Edad de la mujer		
Edad = 30	0,504	0,957
Edad = 50	0,452	0,921
Número de desempleados en el hogar		
1 desempleado	0,648	0,949
2 desempleados	0,753	0,956
Región		
Medellín (TD = 14%; Ingreso laboral = 700574.75)	0,551	0,949
Barranquilla (TD = 12%; Ingreso laboral = 529520.44)	0,499	0,957
Cartagena (TD = 14%; Ingreso laboral = 588590.69)	0,531	0,955
Manizales (TD = 16%; Ingreso laboral = 603271.19)	0,563	0,957
Montería (TD = 15%; Ingreso laboral = 494878.22)	0,532	0,962
Villavicencio (TD = 12%; Ingreso laboral = 607398.06)	0,515	0,952
Pasto (TD = 17%; Ingreso laboral = 511625.06)	0,550	0,962
Cúcuta (TD = 13%; Ingreso laboral = 487199.97)	0,509	0,960
Pereira (TD = 13%; Ingreso laboral = 648346.06)	0,535	0,951
Bucaramanga (TD = 12%; Ingreso laboral = 672170)	0,531	0,949
Ibagué (TD = 20%; Ingreso laboral = 551931.44)	0,595	0,963
Cali (TD = 14%; Ingreso laboral = 601141.94)	0,537	0,955
Nota: La mujer de referencia tiene 40 años y está casada con un hombre de 45 años, ambos con educación primaria y sin hijos. En el hogar no hay desempleados y la región de referencia es Bogotá (Tasa de desempleo (TD) = 11% e ingreso laboral medio = 764505.88).		

Fuente: ECH 2006 II trimestre – Cálculos propios

que en regiones con altas tasas de desempleo las mujeres comprometidas se ven obligadas a emplearse para compensar la caída de los ingresos en el hogar. Por el contrario, en ciudades con mayores remuneraciones laborales existen más incentivos para que las mujeres participen en el mercado laboral. De otro lado, en la probabilidad de participación laboral del cónyuge varón la primera variable no es un determinante importante, mientras que la segunda presenta un efecto negativo, lo cual puede deberse a que en ciudades con mayores ingresos labores las cónyuges son mejor remuneradas, de tal forma que los ingresos del conyugue varón son menos necesarios en el hogar y, por tanto, desincentiva su participación laboral. Esta hipótesis podría ser corroborada con más precisión en futuras investigaciones.

En el análisis de los efectos marginales se observa que la probabilidad de participar de la mujer comprometida aumenta en un 51% si en lugar de tener educación primaria tiene educación universitaria, mientras que en el cónyuge este factor trae leves reducciones en la probabilidad de participar; por tanto, al parecer la educación es un determinante más importante en este aspecto para la mujer que para su cónyuge.

Bibliografía

ALDANA, D Y ARANGO, L.E. (2008). "Participación Laboral en Ibagué", *Revista de Economía del Rosario*, Vol. 11, No. 1, pp. 1-34.

ARANGO, L. E. Y POSADA, C. (2003). "La Participación Laboral en Colombia", Fedesarrollo, Coyuntura Social, No. 28, Junio.

-----(2007). "Labor Participation of Married Women in Colombia". *Revista Desarrollo y Sociedad*, No. 60, pp. 93-126, Universidad de los Andes, Bogotá, Colombia.

ARANGO, T., POSADA, L. E., Y CHARRY, A. (2003). "La Participación Laboral en Colombia Según la Nueva Encuesta", Borradores de Economía, No 250. Banco de la República.

ASHENFELTER, O. Y HECKMAN, J. (1974). "The Estimation of Income and Substitution Effects in a Model of Family Labor Supply", *Econometrica*, Vol. 42, pp. 73-85.

AYALA, U. (1987). "Hogares, Participación Laboral e Ingresos". En: Ocampo y Ramírez (editores), (1987). El problema Laboral Colombiano. Informes especiales de la Misión de Empleo. Sena, DNP, Contraloría General de la República, Tomo I. pp. 136-152.

BECKER, G. (1987). *Tratado Sobre la Familia*. Alianza Universidad. Madrid.

BLUNDELL, R., HAM, J. Y MEGHIR, C. (1998). "Unemployment, Discouraged Workers and Female Labour Supply", *Research in Economics*, Vol. 52, pp. 103-131.

BLUNDELL, R., Y WALKER, I. (1982). "Modelling the Joint Determination of Household Labour Supply and Commodity Demands", *Economic Journal*, Vol. 92, pp. 351-364.

-----(1986). "A Life-Cycle Consistent Empirical Model of Family Labour Su-

- pply Using Cross-Section Data” *The Review of Economics Studies*, Vol. 53, No.4 pp. 539-558.
- BROWNING, M. Y MEGHIR, C. (1991). “The Effects of Male and Female Labor Supply on Commodity Demands”, *Econometrica*, Vol. 59, pp. 925-951.
- CAMERON, C. Y TRIVEDI, P. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge.
- CASTELLAR, C. Y URIBE, J. (2002). “La Participación en el Mercado de Trabajo: Componentes Micro y Macroeconómico” *Anuario de Investigaciones del Cidse*. Facultad de Ciencias Sociales y Economía. Universidad del Valle-Colombia.
- CHARRY A. L. (2003). “La Participación Laboral de las Mujeres no Jefes de Hogar en Colombia y el Efecto del Servicio Doméstico”, *Borradores de Economía*, No 262.
- CRUZ J. (2008). *Desarrollo Económico y Participación Laboral de las Mujeres Casadas-Unidas en Colombia (2006)*. Cendoc-Cidse CD Room, Tesis Univalle. Facultad de Ciencias Sociales y Económicas.
- GREENE, W. (2003). *Econometric Analysis*. Quinta edición. Prentice Hall. New Jersey.
- HAUSMAN, J. J. Y RUUD, P. (1984). “Family Labour Supply with Taxes”, *American Economic Review*, Vol. 74, pp.242-248.
- HECKMAN, J.J. (1974). “The Effect of Day Care Programs on Women’s Work Effort” *Journal of Political Economy*, Reprinted in T.W. Schultz (ed.), *Economics of the Family: Marriage, Children, and Human Capital*, University of Chicago Press, Vol. 82, pp.136-163.
- (1978). “A Partial Survey of Recent Research on the Labor Supply of Women”, *American Economic Review*, Vol. 68, pp.200-207.
- HECKMAN, J. J. Y MACURDY T. E. (1980). “A Life Cycle Model of Female Labour Supply”, *The Review of Economics Studies*, Vol. 47, No. 1, pp. 47-74
- KILLINGSWORTH, M. (1983). “Labour Supply”, Cambridge University Press, first edition.
- KILLINGSWORTH, M. R. Y HECKMAN, J. J. (1986). “Female Labor Supply: A Survey”. En: Ashenfelter, O. y Layard, R, eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Elsevier Science Publishers, pp. 103-204, North-Holland, Amsterdam.
- LOPEZ, H. (2001). “Participación Laboral y Desempleo en las Cuatro Principales Ciudades: Un Modelo Econométrico”. En: López, Hugo (1996), *Ensayos sobre Economía Laboral Colombiana*. Fonade y Carlos Valencia Editores.
- LOPEZ, H. (2001). “Características y Determinantes de la Oferta Laboral Colombiana y su Relación con la Dinámica del Desempleo”, *Seminario sobre aspectos teóricos y experiencias internacionales en materia de empleo y desempleo*, Banco de la República, Bogotá, Colombia.
- LUNDBERG, S. (1988). “Labor Supply of Husbands and Wives: A Simultaneous Equations Approach”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No.2, pp. 224-235.
- MALDONADO, H. Y GUERRERO L, B. (1987). “Evolución de las Tasas de Partici-

- pación en Colombia". En: Ocampo y Ramírez (editores), (1987), El problema laboral colombiano. Informes especiales de la Misión de Empleo, SENA, DNP, Contraloría General de la República, Tomo 1, pp. 154-216.
- MARTÍNEZ-GRANADO, M. (2001). "Oferta de Trabajo Femenina en España: Un Modelo Empírico Aplicado a Mujeres Casadas" Cuadernos Económicos de I.C.E. No. 66.
- MINGER, J. (1962). "Labor-Force Participation of Married Women: A Study Labor Supply". En: H. Gregg Lewis (ed.), *Aspects of Labor Economics*. Princeton, NJ: Princeton University Press, pp. 3-35
- MORA (2008). "La Relación Entre la Participación Laboral y las Remesas en Colombia". Borradores de Economía y Finanzas No. 17.
- MROZ, T. (1987). "The Sensitivity of an Empirical Model of Married Woman's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions", *Econometrica*, Vol. 55 No.4, pp. 765-799.
- OCAMPO, J. A. Y RAMÍREZ, M. (1987). El problema laboral colombiano, Informes de la Misión Chenery, SENA – DNP – CONTRALORIA. Bogotá.
- PENCARVEL, J. (1998). "The Market Work Behavior and Wages of Women 1975-94", *The Journal of Human Resources*, Vol. 33, No. 4, pp. 771-804.
- RIBERO, R Y GARCÍA, C. (1996). "Estadísticas Descriptivas del Mercado Laboral Masculino y Femenino en Colombia: 1976-1995", *Archivos de Macroeconomía*, No. 48, DNP, Colombia.
- RIBERO, R. Y MEZA, C. (1997). "Determinantes de la Participación Laboral de los Hombres y Mujeres en Colombia: 1976-1995", *Archivos de Macroeconomía* No. 63, DNP, Colombia.
- RICO, A. (1986). "Características de la Oferta de Trabajo en Colombia. Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla". En: *Transición Demográfica y Oferta de Fuerza de Trabajo en Colombia*. Tomo 1, Cap 3, pp 151-175. SENALDE-OIT-UNFPA.
- ROBBINS, D., SALINAS D. Y MANCO, A. (2009). "La Oferta Laboral Femenina y sus Determinantes: Evidencia para Colombia con Estimativas de Cohortes Sintéticas" *Lecturas de Economía*, No. 70 pp.137-163, Medellín, Colombia.
- SANTAMARÍA, M., Y ROJAS, N. (2001). "La Participación Laboral: ¿Qué ha Pasado y qué Podemos Esperar?", *Archivos de Macroeconomía*, No 146, DNP, Bogotá, Colombia.
- SEGURA, M. (2002). "Comportamiento (Condicionado) de las Parejas Casadas en Materia Laboral: Una Evidencia para el Caso Español". *Cuadernos Económicos de ICE*, Vol. 66, pp. 153-181.
- TENJO, J. (1993). "Cambios en Diferenciales Salariales entre Hombres y Mujeres 1976 – 1989"; *Planeación y Desarrollo*, Vol. XXIV, edición especial, Diciembre.
- TENJO, J. Y RIBERO, R. (1998). "Participación, Desempleo y Mercados Laborales en Colombia", *Archivos de*

Macroeconomía, No 81, DNP, Bogotá, Colombia.

VÉLEZ, E. Y C. Winter (1992). "Women's Labor Force Participation and Earnings in Colombia". En: G. Psacharopoulos y Z. Tzannatos (Eds) Women Employment and Pay in Latin America, Report 10 (vol II). Latin America and the Caribbean Technical Department, World Bank.

WOOLDRIDGE, J. M. (2002). "Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data". Cambridge, The MIT Press.

ZELLNER, A., Y HAUNG, D. (1962). "Further Properties of Efficient Estimators for Seemingly Unrelated Regression Equations". International Economic Review, Vol. 3, pp. 300-313.

Anexo 1

Modelo Probit Bivariante de participación laboral (Efectos marginales)

	Participa Mujer casada	Participa Esposo	Participa Mujer y esposo	Participa Mujer y esposo no	No Participa Mujer y esposos si	No Participa Mujer y esposos
Edad de la mujer	0,039*** (9,23)	-0,002 (-1,23)	0,358*** (8,68)	0,003*** (4,53)	-0,038*** (-9,57)	-0,001 (-1,14)
Edad al cuadrado de la mujer	-0,0005*** (-10,21)	0,000 (0,22)	-0,0004*** (-9,86)	-0,00003*** (-4,76)	0,0004*** (10,39)	0,00003 (2,96)***
Edad del esposo	-0,010*** (-2,99)	0,002 (1,29)	-0,008** (-2,50)	-0,002* (-1,93)	0,010*** (3,35)	-0,0008 (-0,74)
Edad al cuadrado del esposo	0,00005 (1,59)	-0,00009*** (-5,12)	0,00001 (0,33)	0,00004*** (5,23)	-0,0001*** (-3,19)	0,00005*** (4,71)
Educación de la mujer	0,026*** (20,95)	-0,001** (-2,11)	0,024*** (19,72)	0,002*** (7,65)	-0,025*** (-21,05)	-0,0003 (-2,42)**
Educación del esposo	-0,006*** (-5,11)	0,001** (2,57)	-0,005*** (-4,45)	-0,0008*** (-4,00)	0,006*** (5,69)	-0,0003 (-1,29)
Binario hijos menores de 6 años	-0,079*** (-7,23)	-0,005 (-0,55)	-0,076*** (-7,03)	-0,003 (-0,84)	0,072*** (6,25)	0,008 (1,45)
Binario hijos entre de 6 y 14 años	0,0146 (1,53)	0,031*** (6,28)	0,027*** (2,92)	-0,013*** (-5,70)	0,004 (0,45)	-0,019*** (-6,32)
Número de desempleados en el hogar	0,121*** (15,84)	0,009*** (2,84)	0,117*** (15,90)	0,004** (2,48)	-0,109*** (-14,90)	-0,012*** (-6,39)
Tasas de desempleo regional	1,119*** (5,51)	0,128 (1,38)	1,106*** (5,56)	0,012 (0,30)	-0,979*** (-5,08)	-0,140** (-2,51)
Ingreso laboral regional	0,017*** (3,01)	-0,007*** (-2,84)	0,013** (2,34)	0,004*** (3,59)	-0,020*** (-3,72)	0,003** (2,09)
Probabilidad	0,537	0,939	0,513	0,024	0,426	0,037
Porcentaje de predicciones correctas	0,668	0,902	0,508	0,110	0,165	0,061
() Estadísticos z robustos			*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1			

Fuente: ECH 2006 II trimestre – Cálculos propios.