

UNIVERSIDAD
ICESI

**Facultad de Ciencias
Administrativas y Económicas**

Borradores de *Economía y Finanzas*

La relación entre la participación laboral y las remesas en Colombia

Por:
Jhon James Mora

No. 17, Diciembre de 2008

La relación entre la participación laboral y las remesas en Colombia

Por:

Jhon James Mora

No. 17, Diciembre de 2008

BORRADORES DE ECONOMIA Y FINANZAS

Editor

Jhon James Mora

Jefe, Departamento de Economía

jjmora@icesi.edu.co

Asistente de edición

Johana Padilla B

Gestión editorial

Departamento de Economía-Universidad ICESI

Contenido

1. <i>Introducción</i>	4
2. <i>La decisión de participar en el mercado laboral</i>	6
3. <i>Resultados</i>	10
4. <i>Conclusiones</i>	19

23 páginas

ISSN 1990-1568

Cuarta Edición, Diciembre de 2008

La relación entre la participación laboral y las remesas en Colombia

Jhon James Mora ¹

Resumen:

Este documento discute el efecto de las remesas sobre la probabilidad de participar en las ciudades colombianas: Bogotá, Bucaramanga y Cali. Los resultados encontrados muestran que la recepción de remesas disminuye en un 5% la probabilidad de participar en el mercado laboral colombiano.

Abstract:

This paper discusses the effects of remittances over the labor force participation in three Colombian cities: Bogotá, Bucaramanga and Cali. The results show that the remittances reduce a five percent of the probability of participation in the Colombian labor market.

Palabras clave: Labor force participation, remittances, Heteroskedastic probit model.

Clasificación JEL: J21, C33.

¹ Doctor en Economía, Universidad de Alcalá. Jefe del Departamento de Economía de la Universidad Icesi y Coordinador de la Mesa de Empleo del Observatorio Económico y Social del Valle del Cauca. Miembro del grupo de Métodos Cuantitativos y Políticas Públicas de la Universidad Icesi. E-mail: jjmora@icesi.edu.co

1. Introducción

Es innegable la importancia que tienen las remesas en la economía colombiana. Durante el 2007, éstas ascendieron a US\$4.816 millones mostrando un aumento del 11% más respecto al 2006, lo que sitúo a Colombia como el tercer país latinoamericano que recibe remesas después de Brasil y México. Para el primer semestre del 2008 dicha cifra se sitúo en US\$ 2330 representando cerca del 2% del PIB (entre enero y marzo la cifra doblo la de exportaciones de café, carbón y ferroníquel).²

De estas remesas, los hogares colombianos destinan un poco más del 60% en mercado y servicios públicos y el resto en educación, salud, pago de arriendo o cuota de vivienda propia y en menor medida en esparcimiento, diversiones, electrodomésticos y equipamiento del hogar (Garay y Rodríguez, 2005). Poco más del 50% proviene de Estados Unidos, luego de España y en menor proporción de Venezuela y Ecuador.

El efecto de las remesas no solo se presenta sobre el mercado de bienes sino que también tiene efectos sobre el mercado laboral. Algunas corrientes discuten que las remesas "Se convierten en un ingreso "cuasi-permanente" de los hogares de los emigrantes en el país de origen, se produce una sustitución de ingresos al promoverse un mayor nivel de inactividad laboral en algunos de sus miembros en edad de trabajar, sin que las remesas familiares puedan constituirse en ahorro e inversión para el mejoramiento del ingreso y riqueza de las familias en el medido y largo plazo, además de que parte importante de las remesas se tiene que dedicar crecientemente a la

² Cabrera (2008) sostiene que el gran aumento se debe principalmente al aumento de las remesas que provienen de Venezuela debido al diferencial en tipos de cambio.

financiación de gastos recurrentes del hogar (alimentación, servicios públicos, salud, educación).”
Garay y Rodríguez, 2005, Pág. 17.

De hecho, como se puede observar de los resultados la “Encuestas a beneficiarios de remesas de trabajadores en Agencias de Instituciones Cambiaras en Colombia” realizada en 2004, a la par de porcentaje alto de gasto destinado para gastos recurrentes del hogar existe una menor participación de los receptores en el mercado laboral – solo el 44% participa mientras el restante 56% es laboralmente inactivo (Garay y Rodríguez, 2005 Pág. 13, Asobancaria 2005, Pag. 1).

Aparte de cuantificar el efecto de las remesas sobre la participación laboral, ninguno de los estudios realizados en Colombia ha discutido que tanto reducen las remesas la probabilidad de participar en el mercado laboral en Colombia. Este es el objetivo de éste documento a partir de la Encuesta Longitudinal Social, ELS, elaborada por Fedesarrollo y aplicada desde septiembre de 1999 con el apoyo de las Cámaras de Comercio en Bogotá, Bucaramanga y Cali con sus áreas metropolitana, de tal forma, que la muestra sea representativa por ciudad y para las tres ciudades en conjunto. En particular, se toma el año 2007 en el cual se pregunta a los hogares si han recibido de forma permanente remesas de personas que viven fuera de Colombia. De acuerdo con la encuesta, el porcentaje de hogares que recibe dichas remesas es del 4.6% siendo Cali la ciudad con mayor recepción de dichas remesas, 8.4%, seguido de Bucaramanga con un 3.8% y Bogota con un 3.6%. (Millán y Oviedo, 2008).

En orden de ideas, este documento se divide en cuatro secciones. En la segunda sección se presenta el modelo estándar de participación laboral y se discute el efecto de las remesas sobre la participación laboral. En la tercera sección se muestran los resultados del modelo de participación

usando un probit corregido por heteroscedasticidad y en la última sección se presentan las conclusiones. Los resultados encontrados son consistentes con la teoría y muestran que la recepción de remesas disminuye la probabilidad de participar en dichas ciudades.

2. La decisión de participar en el mercado laboral

Existe una amplia literatura sobre la participación en el mercado laboral; es decir, sobre la decisión de estar ocupado o buscando empleo. A partir de los trabajos de Gronau (1973), Deaton y Muellbauer (1980), Pencavel (1986) y Killingsworth (1986) se considera a un individuo típico que maximiza su utilidad que depende del consumo de bienes y servicios y el ocio sujeta a la restricción de presupuesto que depende del tiempo disponible para dichas actividades. De la siguiente forma:

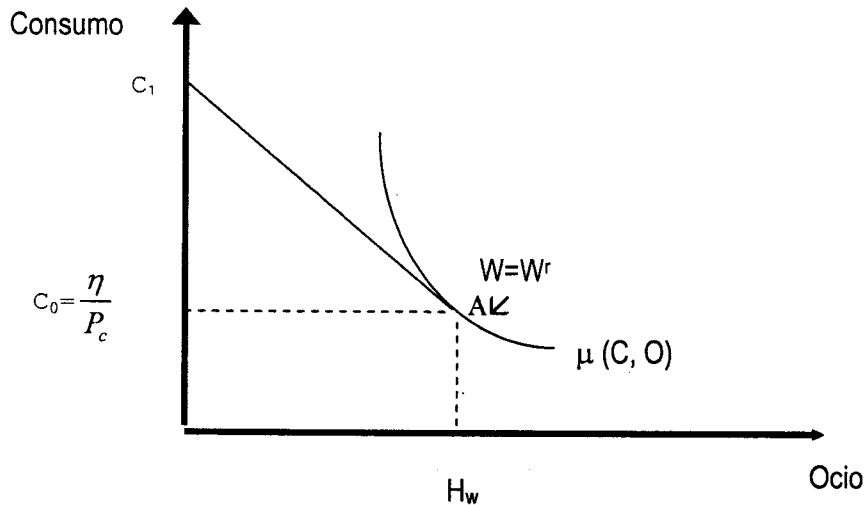
$$(1) \quad \text{Max } U(C,O)$$
$$\text{s.t. } P_c C \leq W(T - O) + \eta$$

Donde C es el consumo, O el ocio, W la tasa de salario, T el tiempo total y P_c el precio de los bienes de consumo. Los ingresos laborales serán WH_w donde H_w son las horas que el individuo trabaja ($T - O$) mientras que los ingresos no laborales serán iguales a η .³

La solución a dicho problema nos muestra la cantidad de horas que el individuo asigna a trabajo y ocio. De lo anterior se deduce que un individuo decide participar en el mercado laboral siempre y cuando el salario de mercado sea mayor al salario de reserva.

³ Ver también Aldana y Arango (2008), Gronau (1973), Lopez (1996), McConnell, Brue y Macpherson (2003), Mora (2002), Castellar y Uribe (2006).

Gráfico 1. Participación en el mercado laboral.



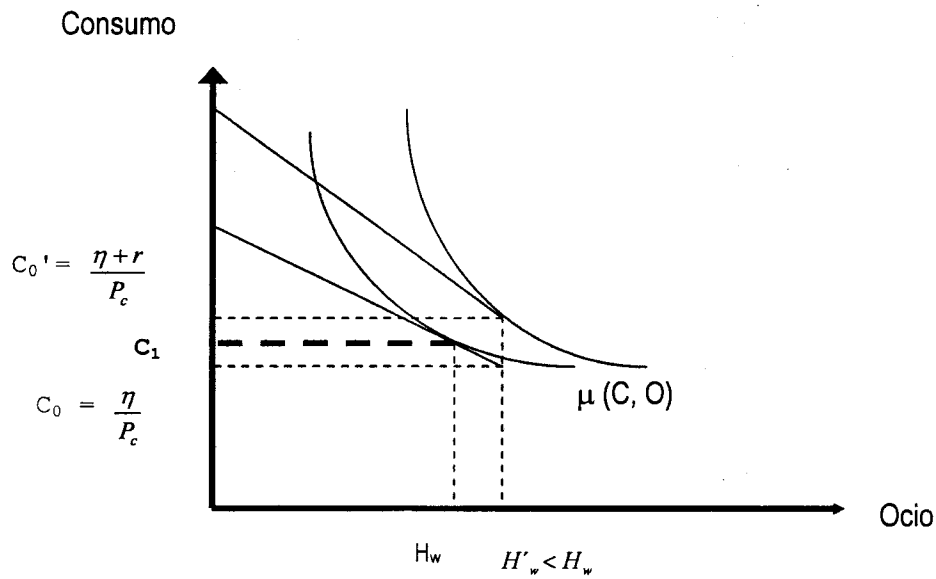
El gráfico 1 muestra que en el punto A la pendiente de la curva de indiferencia entre consumo y ocio es igual a la pendiente de la restricción presupuestaria. El punto c_0 implica el consumo real dado un ingreso no laboral mientras que c_1 implica el máximo nivel de consumo si no disfruta de ocio. A la derecha de H_w el individuo no ofrece horas de trabajo mientras que a la izquierda de H_w ofrecerá una cantidad positiva de horas de trabajo. En dicho punto el salario de mercado W es igual al salario de reserva W^r y nuestro individuo será indiferente entre participar y no participar en el mercado laboral.

Suponga ahora, a un individuo que participa en el mercado laboral y que se sitúa en c_1 recibe remesas; es decir, que algún miembro del hogar que emigra envía dinero en forma continua al hogar. Esto por supuesto cambia su restricción presupuestaria ya que los ingresos no laborales aumentan y modifica la decisión de las horas que destinara al trabajo.

$$(2) \quad P_c C \leq W(T - O) + \eta + r$$

El consumo real derivado del nuevo ingreso no laboral será más alto que en la situación inicial, pero adicionalmente las horas que dedica al trabajo disminuirán ya que el precio del ocio aumenta.

Gráfico 2. Efecto de las remesas sobre la participación en el mercado laboral.



En el gráfico 2, la recepción de remesas modifica la asignación de tiempo entre Ocio y trabajo. Las horas dedicadas al ocio aumentan mientras que el tiempo dedicado al trabajo disminuye. El consumo que se puede obtener de los ingresos no laborales aumentará de C_0 a C_0' .

A continuación supónganse, tal y como lo hace Gronau (1973, 1977) y Aldana y Arango (2008) que individuos con las mismas características en cuanto a edad y educación difieren aleatoriamente en el salario de mercado W y en el salario de reserva W^* . El salario de reserva viene dado por un salario medio de reserva para todos los individuos que poseen características similares de no-mercado (jefe de hogar, sexo, etc.), x_i , la existencia de remesas, r_i , y un componente aleatorio, e_i .

$$(3) \quad W^* = x_i + r_i + e_i$$

Y, el individuo decide participar solo si $W > W^*$ ó $W - x_i - r_i > e_i$. Definiendo ahora la desviación estándar de W^* como $\hat{\sigma}_e$ entonces nuestro individuo decide participar si:

$$(4) \quad \frac{1}{\hat{\sigma}_e} [\beta_0 - (\beta_i x_i + \alpha_i r_i)] > \hat{e}$$

Donde \hat{e} es igual a $\frac{e}{\hat{\sigma}_e}$ y asumiendo una distribución normal se tiene el siguiente modelo

probit:

$$(5) \quad \text{Prob (Participe =1)} = \Phi(x_i, r_i; \beta, \alpha)$$

$$\text{Prob (Participe =0)} = 1 - \Phi(x_i, r_i; \beta, \alpha)$$

La estimación se realiza por máxima verosimilitud y el individuo participará si es miembro de la PEA (población económicamente activa) y no participara en caso contrario.

3. Resultados

Para cuantificar el efecto de las remesas sobre la participación laboral se requiere definir las variables que explican la participación laboral. En Colombia, se han usado la educación, sexo y jefe de hogar (Castañeda 1981, Macnac 1991, Uribe, Ortiz y Correa 2006, Arango y Posada 2007, Aldana y Arango 2008), edad (Castañeda 1981, Arango y Posada 2007, Aldana y Arango 2008) y la experiencia y experiencia al cuadrado (Macnac 1991, Uribe, Ortiz y Correa 2006), la riqueza (Arango y Posada 2007), entre otros, como variables explicatorias de la participación laboral.

Aquí se tomaron como variables explicativas de la participación laboral a la educación, el sexo, la experiencia y la experiencia al cuadrado, la posición en el hogar, la riqueza y las remesas. La educación se transforma en una variable continua.⁴ El sexo se construye como una variable Dummy que toma valor de uno si es hombre y cero en caso contrario, la experiencia se construye como la experiencia potencial ($Edad - S - 6$). La riqueza se construye como una variable Dummy que toma valor de uno si el individuo pertenece a un estrato igual o superior al estrato cuatro o si el individuo tiene un vehículo particular, o una segunda casa o apartamento. Las remesas se construyen como una variable Dummy que toma valor de uno si el hogar recibe remesas periódicas y cero en caso contrario. Finalmente, la participación laboral se construye como una Dummy que toma valor de uno si el individuo trabaja o esta buscando trabajo y cero en caso contrario.

⁴ Dado que en la encuesta original no se pregunta el número de años sino el nivel y si es completa o incompleta se asigno la mitad de los años de educación del nivel respectivo cuando el individuo responde como incompleta

Los datos se tomaron de la Encuesta Longitudinal Social de elaborada por Fedesarrollo en la etapa aplicada para el 2007. Se seleccionaron 5496 individuos con edades entre los 12 y 65 años; es decir, individuos que hacen parte de la población en edad de trabajar, PET. Las medias de las variables fueron:

Tabla 1. Medias de las variables

Variable	Media	No recibe	Recibe
Educación	9.343886	9.373548	8.708163
Remesas	0.0445779	0	1
Sexo	0.4623362	0.4637212	0.4326531
Jefe de Hogar	0.2661936	0.2656637	0.277551
Experiencia	20.23262	20.11503	22.75306
Experiencia al cuadrado	651.8007	645.305	791.0214
Riqueza	0.3548035	0.343744	0.5918367

Fuente: ESL, Fedesarrollo. Cálculos propios.

De acuerdo a la tabla 1, la media de la educación es de 9.3 años siendo mayor el número de años de educación para aquellos en cuyos hogares no se reciben periódicamente remesas (Garay y Rodríguez 2005 encuentran que las personas que reciben remesas tienen un nivel educativo menor que las personas que envían las remesas).

El porcentaje de hombres es ligeramente inferior al porcentaje de mujeres y es más reducido en el caso de aquellos hogares que reciben remesas. El 26% de los individuos son jefes de hogar y este porcentaje se incrementa ligeramente en los hogares que reciben remesas. La experiencia potencial en media es alrededor de los 20 años siendo ligeramente superior en los hogares que reciben remesas (lo cual es explicable por el menor nivel educativo si los perfiles de edad de ambos

tipos de individuos son similares). Finalmente, el 35% de los hogares tienen algo de riqueza y este porcentaje es bastante superior en los hogares que reciben remesas versus los hogares que no reciben remesas.

La participación laboral de quienes reciben remesas es del 53.47% mientras que la participación laboral de quienes no reciben remesas es del 61.40%, lo cual es consistente con los resultados obtenidos por Garay y Rodríguez, 2005 en el sentido de que la participación laboral de quienes reciben remesas es baja y cuando se compara con aquellos que no reciben remesas es de un 8% menos. Los resultados del modelo de participación fueron

Tabla 2. Probit sobre participación en el mercado laboral

Variable	Efectos marginales	z
Educación	0.0062534	3.26**
Sexo	0.2224546	15.69 **
Jefe de Hogar	0.1858058	10.31 **
Experiencia	0.0468366	28.54 **
Experiencia al cuadrado	-0.0009512	-27.75**
Riqueza	-0.0356298	-2.32 **
Remesas	-0.0679477	-1.92
Wald χ^2_7	1194.20	
LL	-2398.3786	
<i>p-seudo R</i> ²	0.2003	
Porcentaje de aciertos	73.65%	
N	5496	

Fuente: ESL, Fedesarrollo. Cálculos propios. ** Significancia al 99%

El probit de participación se corrió con errores estándares robustos. Los resultados en la tabla 2 muestran que todas las variables son estadísticamente significativas y con los signos esperados. El porcentaje de aciertos es alto y alrededor del 74% (suponiendo un porcentaje de predicciones superior a 0.5). De esta forma, un aumento en los años de educación aumenta la probabilidad de participar al igual que ser jefe de hogar. La experiencia aumenta la participación laboral a una tasa decreciente y tanto la riqueza como las remesas disminuyen la participación laboral. De la tabla (2) se puede observar que recibir remesas en forma periódica disminuye la probabilidad de participar aproximadamente en un 7% aunque esta variable no es estadísticamente significativa ni al 1% ni al 5%.

I. Contrastes de especificación

Es bien conocido en la literatura que los errores de especificación tienen consecuencias serias sobre los estimadores asintóticos en modelos con variables dependientes limitadas (Amemiya 1985, Pagan y Vella 1989). En las estimaciones sobre participación laboral para Colombia Aldana y Arango (2008) y Arango y Posada (2003) corrigen por heteroscedasticidad y Macnac (1991) realiza contrastes de Heteroscedasticidad y normalidad usando contrastes de puntuación [Ver adicionalmente Greene (1999) y Mora (2002)].

Una mirada rápida a los resultados en la tabla 1 nos dirá que se trata de un “buen modelo” en el sentido de que tanto sus coeficientes como el contraste de Wald y el porcentaje de aciertos son aceptables y que las remesas, siendo estadísticamente rigurosos, no contribuyen a explicar la participación laboral en Colombia. Sin embargo, solamente a través del uso de contrastes podemos

estar seguros de que los resultados anteriores son satisfactorios. En esta vía, a continuación se plantea el contraste de momentos condicionales (Pagan y Vella 1989).

Pagan y Vella (1989) plantean que es posible derivar una serie de contrastes sobre los momentos de la distribución en lo que se conoce como contrastes de momentos condicionales que sirven para diagnosticar Heteroscedasticidad y normalidad (RESET). Supóngase a continuación que $\text{Prob}[y_i=1]=F_i$ y que $\text{Prob}[y_i=0]=1-F_i$. Por otro lado, conocemos que el modelo probit $F_i = \int_{-\infty}^{x_i\beta + \gamma_i\alpha} \phi(s) ds$, por lo tanto:

$$(6) \hat{\tau} = N^{-1} \sum m_i \left\{ \hat{f}_i \left(\hat{F}_i (1 - \hat{F}_i) \right)^{-1} (y_i - \hat{F}_i) \right\}$$

Obsérvese que la parte entre corchetes son los residuos generalizados y la definición apropiada de m nos permitirá diagnosticar Heteroscedasticidad o normalidad. Los resultados del contraste de momentos condicionales fueron:

Tabla 3. Contrastes de especificación

Variable	Valor del contraste
Contraste de Heteroscedasticidad	
Educación	0.28
Sexo	7.83 **
Jefe de Hogar	-1.01
Experiencia	-5.91 **
Experiencia al cuadrado	-5.55 **
Riqueza	-0.31
Remesas	-0.03
Contraste tipo RESET	
μ_1^2	1.62
μ_1^3	1.85
N	

Fuente: ESL, Fedesarrollo. Cálculos propios. ** Significancia al 99%

La segunda columna de la tabla 3 muestra el valor del contraste de momentos condicionales para Heteroscedasticidad en todas las variables del modelo y el contraste de momentos condicionales de normalidad, RESET. Los resultados muestran que no hay problemas con respecto al supuesto de normalidad. Sin embargo, existen problemas de heteroscedasticidad en las variables de sexo, experiencia y experiencia al cuadrado.

En modelos con variables dependientes discretas no considerar la existencia de heteroscedasticidad lleva a estimadores inconsistentes y estimar de forma robusta lleva a que la estimación de la media condicional siga siendo inconsistente. Por lo tanto, la mejor alternativa consiste en parametrizar la varianza como función de los observables. A continuación sea,

$$(7) \mu|x \sim N(0, e^{\delta g})$$

Donde x incluye a las remesas y g es un subconjunto de x. La contribución de la observación i a la función de verosimilitud será:

$$(8) \ln l_i = Y_i \ln \Phi\left(\frac{\beta x_i}{\sqrt{e^{\delta g_i}}}\right) + (1 - Y_i) \ln\left(1 - \Phi\left(\frac{\beta x_i}{\sqrt{e^{\delta g_i}}}\right)\right)$$

De esta forma, a partir de los resultados del contraste de momentos condicionales, que muestra problemas de heteroscedasticidad el vector g estará compuesto por las variables de sexo, experiencia y experiencia al cuadrado. Los resultados se muestran en la tabla 4 y, en lugar de reportar los coeficientes estimados se reportan los efectos marginales.

Tabla 4. Participación laboral con un Probit corregido por heteroscedasticidad

Variables	Efectos marginales	z
Educación	0.0199962	12.38**
Sexo	0.2304290	15.58**
Jefe de Hogar	0.2093999	8.26**
Experiencia	0.0285826	9.65**
Experiencia al cuadrado	-0.0006773	-11.39**
Riqueza	-0.0300788	-2.90**
Remesas	-0.0480643	-2.24**
Contraste de Wald		
χ^2_7	236.91	
$\ln\sigma^2$	$\chi^2_3 = 319.77$	
LL	-2805.586	
Porcentaje de aciertos	73.47%	
N	5496	

Fuente: ESL, Fedesarrollo. Cálculos propios. ** Significancia al 99%

Los efectos marginales muestran que la educación aumenta aproximadamente en un 2% la probabilidad de participar manteniendo el resto de las variables en su promedio. La jefatura de hogar incrementa, aproximadamente, un 21% la probabilidad de participar.

Un año adicional de experiencia aumenta en un 2.8% la probabilidad de participar. La riqueza disminuye la probabilidad de participar en un 3%. Las remesas por su parte, tal y como se había deducido anteriormente, disminuyen la probabilidad de participar en un 5%. El porcentaje de aciertos es alto y se sitúa alrededor del 73% y todas las variables son significativas al 99%.

A continuación, se procedió a comparar los efectos marginales del probit de participación con errores estándar robustos y el probit de participación de acuerdo a la especificación (8). Los resultados encontrados fueron:

Tabla 5. Diferencias entre los efectos marginales

Variables	Corregido por (8)	Corregido por errores estándar robustos	Diferencia
Educación	0.0199962	0.0062534	0.0137428
Sexo	0.2304290	0.2224546	0.0079744
Jefe de Hogar	0.2093999	0.1858058	0.0235941
Experiencia	0.0285826	0.0468366	-0.0182540
Experiencia al cuadrado	-0.00067730	-0.0009512	0.0002739
Riqueza	-0.03007880	-0.0356298	0.0055510
Remesas	-0.04806430	-0.0679477	0.0198834

Fuente: ESL, Fedesarrollo. Cálculos propios.

Como se puede observar de la tabla (5) la corrección con errores estándar robustos subestima el verdadero valor de los efectos marginales de la educación y la riqueza en algo más de un punto porcentual y en dos puntos porcentuales la jefatura del Hogar y de las remesas. También se subestima el valor de la experiencia al cuadrado y del sexo. Por otro lado, se puede observar que se sobre estima el verdadero valor de los efectos marginales de la experiencia en algo más de un punto porcentual. Con respecto a las remesas, el efecto no es solamente el subestimar en casi dos puntos porcentuales su efecto sino adicionalmente en que al corregir de forma apropiada esta variable es estadísticamente significativa

4. Conclusiones

Los resultados aquí encontrados son coherentes con los artículos anteriores de participación laboral en Colombia sobre un efecto positivo de la educación, jefatura del hogar y experiencia y un efecto negativo de la experiencia al cuadrado y de la riqueza.

Los resultados también muestran que las remesas disminuyen la probabilidad de participar en un 5% lo cual podría hacer obsoletos en el tiempo tanto el capital humano como a la experiencia laboral. Lo cual en parte ya ha sido observado por el gobierno "Hemos encontrado que en muchos casos las remesas tienen un efecto negativo entre las familias que las reciben ya que se vuelven mas improductivas" (Jaifa Mezher, Coordinadora del programa Colombia nos Une en Gallon A, 2008).

Sin embargo, esta situación se podría revertir en tanto la desaceleración económica para el próximo año en los Estados Unidos y España reducirá sustancialmente las remesas que los hogares reciben lo cual puede llevar a un aumento de la participación laboral durante el 2009 como resultado de los menores ingresos laborales.

Finalmente, este documento muestra la importancia de realizar contrastes apropiados cuando se modela la participación laboral en Colombia como una decisión discreta. Ignorar la existencia de dichos problemas o usar errores estándar robustos lleva a estimadores inconsistentes bajo la presencia de heteroscedasticidad. De ahí la importancia de detectar y corregir en forma apropiada para obtener tanto estimadores consistentes como eficientes.

Referencias

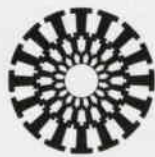
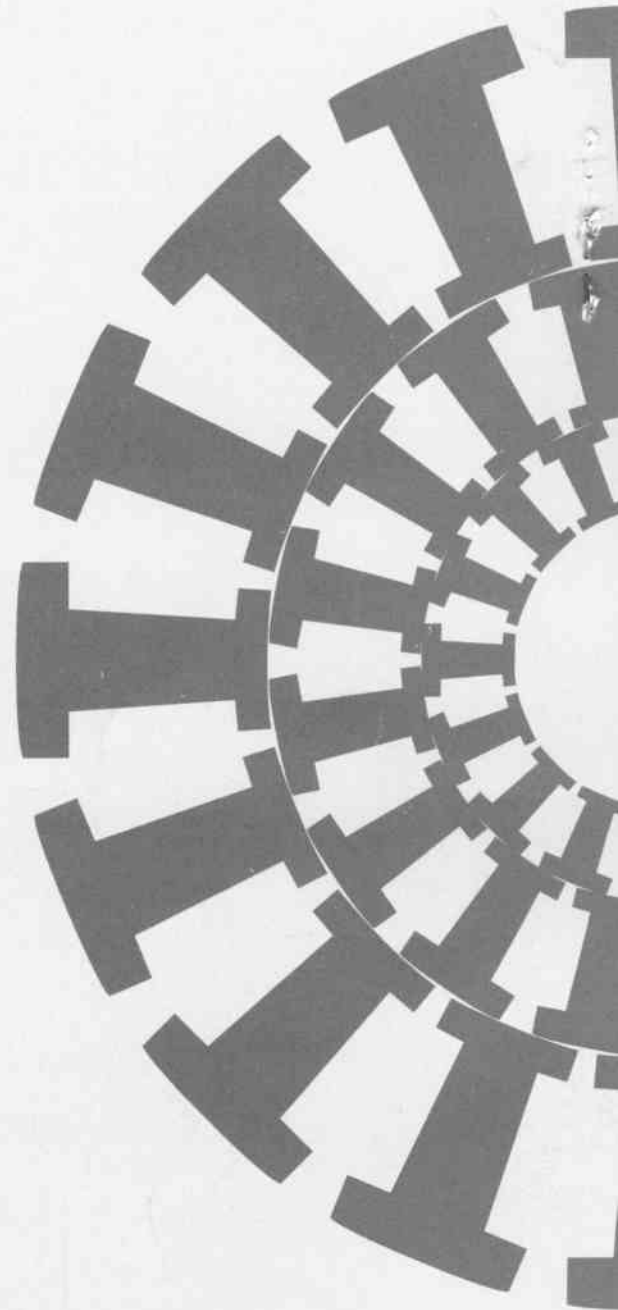
- Amemiya T. (1985). *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.
- Aldana, D y Arango, L.E. (2008). "Participación laboral en Ibagué", *Revista de Economía del Rosario*, vol. 11. no. 1. pp. 1-34.
- Arango, L.E y Posada, C. (2007). "Labor participation of Married Women in Colombia", *Desarrollo y Sociedad*, no. 60. pp. 93-126.
- Cabrera, M. (2008) "¿Por que aumentan las remesas?" en *Portafolio* 11 de noviembre de 2008.
- Castellar, C. E y Uribe, J. (2006). "Determinantes de la participación en el mercado de trabajo del área metropolitana de Cali en diciembre de 1998" en Uribe, J (Ed.), *Ensayos de economía aplicada al mercado laboral*.
- Castañeda, T. (1981). "La participación de las madres en el mercado urbano en Colombia", *Estudios de Economía*, Vol. 8, No. 2. pp. 111-134
- Deaton, A y Muelbauer, J. (1980). *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press.

- Gallon, A. (2008). "Millones que llegan" en El espectador 30 de Enero de 2008, en <http://www.elespectador.com/impreso/cuadernilloa/negocios/articuloimpreso-millones-llegan>.
- Greene, W. H. (1999). Análisis Econométrico, Prentice Hall, Tercera edición.
- Gronau, R. (1973). "The Effect of Children on the housewife's value of time", The Journal of Political Economy, vol. 81. no. 2. pp. S168-S199.
- -----(1977). "Leisure, Home Production, and Work—the Theory of the Allocation of Time Revisited", The Journal of Political Economy, vol. 85. no. 6. pp. 1099-1123.
- Killingsworth, M. R. y Heckman, J. J. (1986). "Female labor supply: A Survey", en O. Ashenfelter and R. Layard (Ed.), Handbook of labor economics (pp. 103-204), vol. 1, North-Holland, Amsterdam

- López, C. H. (1996). "Oferta de participación laboral y de la tasa de desempleo", en López, H. (Ed.) Ensayos sobre economía laboral colombiana, Fonade.
- Macnac, Th. (1991). "Segmented or Competitive labor markets", *Econometrica*, vol. 59, No.1 pp. 165-187.
- McConnell, C., S. Brue and D. Macpherson (2003). *Economía laboral*. McGraw-Hill (Edt). Madrid sexta edición.
- Mora, J.J. (2002). *Introducción a la teoría del consumidor*. Universidad Icesi (Edt).
- Pagan, A y F. Vella (1989). "Diagnostic test for models based on individual data", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 4, pp. S29-S59.
- Pencavel, J. (1986). "Labor supply of men: A survey", en O. Ashenfelter and R. Layard, *Handbook of labor economics* (pp. 3-102), vol. 1, Amsterdam, North-Holland.
- Uribe, J.I., Ortiz, C.H. y J.B. Correa. (2006). "¿Como deciden los individuos en el mercado laboral? Modelos y estimaciones para Colombia", *Lecturas de Economía*, No. 64. pp. 59-89.

RESUMEN "BORRADORES DE ECONOMIA"

Número	Autor	Título	Fecha
1	Jhon J. Mora	El efecto de las características socio-económicas sobre la consistencia en la toma de decisiones: Un análisis experimental.	May-01
2	Julio C. Alonso	¿Crecer para exportar o exportar para crecer? El caso del Valle del Cauca.	Mar-05
3	Jhon J. Mora	La relación entre las herencias, regalos o loterías y la probabilidad de participar en el mercado laboral: EL caso de España, 1994-2000.	Jun-05
4	Julián Benavides	Concentración de la propiedad y desempeño contable: El caso latinoamericano.	Sep-05
5	Luis Berggrun	Price transmission dynamics between ADRD and their underlying foreign security: The case of Banco de Colombia S.A.- BANCOLOMBIA	Dic-05
6	Julio C. Alonso y Vanesa Montoya	Integración espacial del mercado de la papa en el Valle del Cauca: Dos aproximaciones diferentes, una misma conclusión	Mar-06
7	Jhon J. Mora	Datos de Panel en Probit Dinámicos	Jun-06
8	Julio C. Alonso y Mauricio Arcos	Valor en Riesgo: evaluación del desempeño de diferentes metodologías para 7 países latinoamericanos	Ago-06
9	Mauricio Arcos y Julian Benavides	Efecto del ciclo de efectivo sobre la rentabilidad de las firmas colombianas	Dec-06
10	Blanca Zuluaga	Different channels of impact of education on poverty: an analysis for Colombia	Mar-07
11	Jhon J. Mora y José Alfonso Santacruz	Emparejamiento entre desempleados y vacantes para Cali entre 1994 y 2005: un análisis con Datos de Panel.	Jun-07
12	Jhon J. Mora y Juan Muro	Testing for sample selection bias in pseudo panels: Theory and Monte Carlo	Sep-07
13	Luisa Fernanda Bernat	¿Quiénes son las Mujeres Discriminadas?: Enfoque Distributivo de las Diferencias Salariales por Género	Dic-07
14	Julio César Alonso y Juan Carlos García	¿Qué tan buenos son los patrones del IGBC para predecir su comportamiento?: Una aplicación con datos de Alta Frecuencia Financial market and its patterns: a forecast evaluation with high frequency data	Mar-08
15	Carlos Giovanni Gonzalez	La influencia del entorno en el acceso y la realización de estudios Universitarios: Una aproximación descriptiva al caso Colombiano en la década de los noventa	Jun-08
16	Luisa Fernanda Bernat y Jaime Velez Robayo	Los hombres al trabajo y las mujeres a la casa; ¿Es la segregación ocupacional otra explicación razonable de las diferencias salariales por sexo en Cali?	Sep-08
17	Jhon James Mora	La relación entre participación laboral y las remesas en Colombia	Dic-08



UNIVERSIDAD
ICESI

Calle 18 No. 122 - 135 - Cali - Colombia
Tel. 555 2334 Ext. 419 - Fax 555 2345
<http://www.icesi.edu.co/~econego/depto/>

ISSN 1900-1568