

UNIVERSIDAD
ICESI

**Facultad de Ciencias
Administrativas y Económicas**

**Borradores de
*Economía y Finanzas***

La relación entre las herencias, regalos o loterías y la probabilidad de participar en el mercado laboral: El caso de España, 1994-2000

Por:
Jhon James Mora

No. 3, Junio 2005

BORRADORES DE ECONOMIA Y FINANZAS

Editor

Jhon James Mora

Jefe, Departamento de Economía

jjmora@icesi.edu.co

Asistente de edición

Stephanie Vergara R

Gestión editorial

Departamento de Economía – Universidad ICESI

Contenido

- 1.- Introducción
- 2.- La hipótesis de Carnegie y la probabilidad de participar en el mercado laboral
- 3.- Datos y resultados
- 4.- Conclusiones
- 5.- Referencias

15 paginas

ISSN 1900-1568

Primera edición, junio de 2005

La relación entre las herencias, regalos o loterías y la probabilidad de participar en el mercado laboral: El caso de España, 1994-2000

Jhon James Mora R. ¹

Resumen: Este documento discute el efecto de la hipótesis de Carnegie sobre la participación laboral en un contexto dinámico. Los resultados muestran que las herencias, regalos o loterías disminuyen la participación laboral. Por otro lado, este documento avanza en contrastar la hipótesis de exogeneidad en modelos probit dinámicos con efectos no observados.

Abstract: This document discusses the effect of the Carnegie hypothesis in the labor participation in a dynamic context. The results show that inheritances, gifts or lotteries diminish the labor participation. On the other hand, this document advances in test of the exogeneity hypothesis in a dynamic probit model with unobserved effects.

Palabras clave: Carnegie hipótesis, Dynamic Unobserved Effects Models, PanelData

Clasificación JEL: C33, C35, J12, J13, J21.

¹ Profesor, Departamento de economía, Universidad ICESI. Universidad ICESI-Cali, Calle 18 No. 122-135. Telf. (2) 5552334 ext. 419. jjmora@icesi.edu.co. Agradezco los comentarios de Jeffrey Wooldridge. Por supuesto los errores que persisten son responsabilidad del autor.

1.- INTRODUCCIÓN

La participación de la mujer en la fuerza de trabajo ha sido extensamente discutida por Killingsworth (1983), Heckman y MaCurdy (1986), Killingsworth y Heckman (1986) y Blundell (1990), entre otros. Sin embargo, un aspecto poco discutido ha sido el efecto que las herencias regalos o loterías tiene sobre la participación de la mujer en el mercado laboral.

Carnegie [Carnegie 1891/1962] plantea que recibir una herencia disminuye la participación del individuo en el mercado de trabajo. Este hecho, planteado por Carnegie en el año de 1891, también puede verse en términos de la normalidad del ocio ya que la corroboración de la hipótesis de Carnegie implica que el ocio puede considerarse como un bien normal [Holtz-Eakin, Joulfaian y Rosen (1993) y MacConell, Brue y Macpherson (2003)].

De esta forma, aquí se formula una versión dinámica del modelo planteado por Holtz-Eakin, Joulfaian y Rosen (1993), con el fin de contrastar la hipótesis de Carnegie para España entre 1994 y 2000 en mujeres que recibieron al menos una herencia, regalo o lotería con edades entre los 20 y 50 años en 1994. Los resultados muestran en primer lugar, que en las personas que reciben al menos una vez una herencia regalo o lotería la decisión pasada de participar influye positivamente sobre la decisión de participar en el presente mientras que la edad, el ocio, si esta casada y las herencias hasta 10000 euros influyen negativamente sobre la probabilidad de participar. Los resultados también muestran que los efectos de la heterogeneidad individual no observada son importantes en la estimación de la probabilidad de participar en el mercado laboral y, que las variables edad, ocio, casada, herencias, educación y niños menores de 12 años de edad son exógenas.

2.- LA HIPÓTESIS DE CARNEGIE Y LA PROBABILIDAD DE PARTICIPAR EN EL MERCADO LABORAL

Holtz-Eakin, Joulfaian y Rosen (1993) plantean que si el ocio es un bien normal, recibir una herencia deberá disminuir la participación en el mercado laboral. El modelo planteado por Holtz-Eakin, Joulfaian y Rosen (1993) consiste en un logit con individuos que recibieron herencias en 1985 en Estados Unidos en el cual la variable dependiente es la participación y entre las variables independientes se encuentran la cantidad de las herencias, la participación en 1984, la edad y la edad al cuadrado, los salarios en 1984 y el número de individuos dependientes.

Sin embargo, el modelo planteado por Holtz-Eakin, Joulfaian y Rosen (1993) no es un modelo dinámico y, por lo tanto, no se puede conocer como afectan las decisiones pasadas la participación laboral en el periodo corriente.²

Heckman (1981a) plantea que una forma de aproximarnos al efecto de las decisiones pasadas sobre las decisiones en el presente consiste en preguntarnos si el proceso es explicado por una dependencia de los estados verdadera, en el sentido de que la decisión pasada entra en el modelo de una forma estructural como una variable explicativa, o es el resultado de una dependencia de los estados espúrea, es decir, como efecto de la correlación serial en las perturbaciones del modelo.

² Aunque Holtz-Eakin, Joulfaian y Rosen (1993) incluyan una variable dummy que capture si el individuo participo en 1984 el modelo no deja de ser de corte transversal y, por lo tanto, es imposible de determinar si existe dependencia entre estados.

Con el fin de estimar la probabilidad de participar en el mercado laboral, se partirá de un modelo probit dinámico para datos de panel en el cual se asume dependencia de estado de primer orden y, que se define como:

$$Y_{it} = 1(\beta_0 + \rho Y_{it-1} + X_{it}' \gamma + \alpha_i + \mu_{it} > 0); \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (1)$$

$$P(Y_{i0} = 1 | X_i, \alpha_i) = p_0(X_i, \alpha_i)$$

$$P(Y_{it} = 1 | Y_{i0}, \dots, Y_{it-1}, X_i, \alpha_i) = F(\rho Y_{it-1} + X_{it}' \gamma + \alpha_i)$$

En la ecuación (1) Y_{it} es la participación en el mercado laboral si la persona recibió una herencia regalo o lotería, $1(\bullet)$ es un indicador de la función que toma valor de 1 si el individuo participa y cero de otra forma, X_{it} es un vector de variables exógenas, α_i es la heterogeneidad individual no observable e invariante en el tiempo y μ_{it} es un término idiosincrático que se asume i.i.d sobre el tiempo e individuos con una función de distribución $F(\bullet)$. El parámetro ρ mide el grado en el cual la participación en el periodo anterior afecta directamente la probabilidad en el periodo corriente y, es una medida de la dependencia verdadera del estado, después de controlar por la heterogeneidad no observable, α_i . En los modelos de participación laboral ρ también puede interpretarse como el coste de búsqueda. Por otro lado, los efectos de los factores observados y no observados ($X_{it}'\gamma$ y α_i) capturan la heterogeneidad a través de los individuos de participar en el mercado laboral. La contribución del logaritmo de la verosimilitud para el individuo i se puede expresar como:

$$L(\theta | Y_i, X_i) = \log \left[\int_{\mathbb{R}^k} \left\{ \prod_{t=1}^{T-1} P(Y_{it} | Y_{it-1}, X_{it}, \alpha_i) \right\} \cdot P(Y_{i0} | X_i, \alpha_i) \cdot \partial F_{\alpha}(\alpha_i | X_i) \right] \quad (2)$$

En la ecuación (2), θ es un vector de parámetros que “parametriza” totalmente el modelo y $F_{\alpha}(\bullet)$ es la función de distribución para α_i condicionada a X_i . Como se puede observar, de la ecuación (2), es necesario determinar las condiciones iniciales con el fin de obtener estimadores consistentes. Si el inicio del periodo muestral no coincide con el proceso estocástico que genera las observaciones, se hace necesario asumir el comportamiento de los valores iniciales Y_{i0} y, como bien muestra Hsiao (1986), supuestos diferentes con respecto a las condiciones iniciales darán lugar a funciones de verosimilitud diferentes. Obsérvese además, que ignorar la condición inicial implica ignorar $P(Y_{i0} | X_i, \alpha_i)$.

Existen tres aproximaciones comunes al problema de las condiciones iniciales: En primer lugar, se puede asumir que las condiciones iniciales son exógenas [Card y Hyslop (2002)], es decir, que Y_{i0} es independiente de α_i . Sin embargo, si el proceso comienza en $t = 0$ existe una significativa heterogeneidad no observable en la población que no cumpliría con este supuesto. Asumir que las condiciones iniciales son exógenas podría sesgar hacia arriba la dependencia del estado estimada y sesgar hacia abajo la heterogeneidad estimada. En segundo lugar, se puede asumir que el proceso dinámico está en equilibrio, tal vez condicionado sobre el vector de variables exógenas al comienzo del periodo muestral [Card y Sullivan (1988)]. Este supuesto implica restricciones sobre los parámetros del proceso dinámico y, en particular, sobre la probabilidad del periodo inicial $P(Y_{i0} | X_i, \alpha_i)$. Las restricciones impuestas son menos convincentes que imponer exogeneidad sobre la condición inicial. La tercera aproximación consiste en adoptar una especificación flexible en forma reducida para el problema de la condición inicial [Heckman (1981b)]. En la práctica esto implica especificar el resultado del periodo inicial en la cual ni los parámetros ni los errores se encuentren relacionados (estructuralmente) con los errores de la ecuación (1). De esta forma, la estimación del modelo

podría entonces combinar la especificación anterior para los resultados del periodo inicial con la especificación estructural para el proceso dinámico de los periodos siguientes en la ecuación (1).

Wooldridge (2003), por su parte, presenta una aproximación computacionalmente más simple al problema de las condiciones Iniciales. En particular, Wooldridge (2003) propone reescribir (2) de la forma:³

$$L(\theta | Y_i, X_i) = \log \left[\int_{R^k} \left\{ \prod_{t=1}^{T-1} P(Y_{it} | Y_{it-1}, X_{it}, \alpha_i) \right\} \cdot \partial F_{\alpha} \alpha_i | Y_{i0}, X_i \right] \quad (3)$$

Como se puede observar de la ecuación (3) la heterogeneidad individual no observada se encuentra condicionada sobre las condiciones iniciales y las variables exógenas. Esto implica que, en lugar de modelar las condiciones iniciales del proceso dinámico directamente, se especifica un modelo para la heterogeneidad individual no observable [Wooldridge (2003)]. En particular, aquí se asumirá:

$$\alpha_i | Y_{i0}, z_i \quad N(\beta_0 + \beta_1 Y_{i0} + \tau z_i, \sigma_\alpha^2),$$

$$Y_{it} = 1(\beta_0 + Y_{it-1} \rho + X_{it}' \gamma + Y_{i0}' \beta_1 + z_i' \tau_i + \alpha_i + \mu_{it} > 0) \quad (4)$$

En la ecuación (4), z_i son variables dummy que reflejan cuando la mujer se encuentra casada en un año en particular, de tal forma que los efectos individuales se encuentran correlacionados con el estado civil de la mujer. Por otro lado, la importancia de los efectos de la heterogeneidad individual no observada, en la estimación de la probabilidad de participar en el mercado laboral, se estima como $\xi = \sigma_\alpha^2 / (\sigma_\alpha^2 + 1)$.

³ Arellano y Carrasco (2002) también plantean una estimación de máxima verosimilitud condicional sobre la condición inicial con el fin de solucionar este problema.

3.- DATOS Y RESULTADOS

Los datos son tomados del panel de hogares, PHOGUE, para España entre 1994 y 2000 en mujeres que recibieron al menos una herencia, regalo o lotería con edades entre los 20 y 50 años en 1994. De esta forma, se seleccionaron 258 mujeres a lo largo de 7 periodos para un total de 1806 observaciones.⁴

La participación se construye como una variable dicotómica a partir de la auto definición del estado en el que se encuentra el individuo y que toma valor de uno si el individuo se encuentra trabajando. A lo largo de los 7 periodos se encuentra que en promedio el 75% de las mujeres se encuentra casada y que el 55% de las mujeres se encuentra satisfecha con el tiempo dedicado al ocio.

De igual forma, los resultados sobre la participación durante los 7 años muestran sin tener en cuenta la existencia de la heterogeneidad individual no observable, ni las variables exógenas o el periodo inicial, que existe una gran dependencia entre estados. Esto se puede observar a partir de la siguiente matriz de transición:

Tabla 1. Matriz de transición

	No participa	Participa
No participa	0.9091	0.0909
Participa	0.1246	0.8754

Fuente: Cálculos del autor con base en PHOGUE.

En la tabla (1) se puede observar que si el individuo no se encontraba participando en el periodo anterior y recibió una herencia, regalo o lotería la probabilidad de que no participe en el periodo actual es de 0.90 mientras que si se encontraba participando y recibió una herencia,

⁴ Los datos fueron obtenidos a partir del convenio entre Eurostat y la Universidad Alcalá de Henares.

regalo o lotería la probabilidad de participar se reduce a 0.87. A continuación, se presentaran las estimaciones del modelo planteado en la ecuación (4). Los resultados encontrados fueron:

Tabla 2. Modelo de participación (error estándar entre paréntesis) [* 2000]

Var / Modelo	Pool- Probit	Probit efectos aleatorios (1)	Probit efectos aleatorios (2)
Participación $t-1$	2.48706 (0.086952)	0.9072657 (0.1704969)	0.8660981 (0.1684119)
Participación 1994		2.717508 (0.4022732)	2.831219 (0.4007338)
Year 1995	-0.0605767 (0.1173104)		-0.6430019 (0.3049005)
Edad ²		-0.0005152 (0.0001185)	-0.0006286 (0.0001357)
Ocio		-0.4776539 (0.130075)	-0.5039485 (0.1320905)
Casada		-0.3237885 (0.2557576)	-0.3566792 (0.2821455)
Educación		0.8448823 (0.2055317)	0.8314218 (0.2065204)
Hijos menores de 12 años			-0.3673276 (0.2001614)
HRL10		-0.5101906 (0.2314514)	-0.5036377 (0.2361181)
Constante	-1.325205 (0.0601951)	-0.7405816 (0.2783945)	-0.3521828 (0.3248773)
σ_{α}		1.100889 (0.1724493)	1.13247 (0.167891)
ξ		0.5479113 (0.0776036)	0.5618817 (0.0729906)
Lr $\xi = 0$: chi2(1)		44.50	48.39
Wald		238.71 chi2(12)	235.23 chi2(14)
Test Exogeneidad		chi2(5) = 5.95 Prob = 0.3108	chi2(6) = 6.04 Prob = 0.4186
Tamaño	NT = 1548	NT = 1548 min =6 avg =6 max=6	NT = 1548 min =6 avg =6 max=6

Fuente: cálculos del autor con base en el PHOGUE.

Nota: En todos los modelos de datos de panel se usaron dummy's de casada por año.

Los resultados de la tabla (2) muestran, en el caso del pool-probit, un valor de la dependencia del estado anterior superior a uno. Este resultado es lógico en tanto las estimaciones bajo el pool-probit son inconsistentes al no tener en cuenta la heterogeneidad individual no observable. Los resultados del pool-probit son interesantes en tanto muestran que la participación en 1995 reduce la participación laboral, lo cual se mantiene con la estimación de datos de panel.

Las columnas tres y cuatro de la tabla (2) muestran las estimaciones de un probit dinámico con datos de panel. La tercera columna muestra que existe una alta dependencia entre los estados ya que el valor es de 0.90. El valor de la edad es negativo lo cual es consistente ya que ésta variable es una proxy de la depreciación del capital humano. Los resultados también muestran que entre mayor sea la satisfacción con el tiempo dedicado al ocio menor será la participación laboral. También se puede observar que el estado civil, en particular, el hecho de que la mujer se encuentre casada reduce la participación laboral. Finalmente la educación (educación terciaria) aumenta la probabilidad de participar en el mercado laboral.

La cuarta columna de la tabla (2) adiciona una variable dummy cuando se tienen niños menores de 12 años y una dummy para el año 1995. Los resultados muestran que la variable niños menores de 12 años no es estadísticamente significativa.

Como puede observarse de la tabla (2) la dependencia de los estados verdadera resulta estadísticamente significativa así como el valor inicial de la participación. En cuanto a las herencias, regalos o loterías la recepción de las mismas en un monto de hasta 10000 euros disminuye la probabilidad de participar.

Dada la significancia estadística de ξ podemos observar que los efectos de la heterogeneidad individual no observada son importantes en la estimación de la probabilidad de participar en el mercado laboral.

Por último, aquí se propone el siguiente contraste de exogeneidad para el modelo dinámico propuesto por Wooldridge (2003, 2002). Debe observarse que bajo el cumplimiento del supuesto A.1 de Wooldridge (2003) X_{it} deberá ser estrictamente exógeno y si el modelo se encuentra correctamente especificado entonces X_{it+1} no deberá ser estadísticamente significativo en (4). Por lo tanto, bajo la hipótesis nula de estricta exogeneidad X_{it+1} no deberá ser estadísticamente diferente de cero con χ^2_L siendo L el número de grados de libertad igual al número de variables exógenas en X_{it} .

De esta forma, en el modelo de efectos aleatorios (1) se contrastó la hipótesis de que las variables edad, el ocio, casada, las herencias y la educación son exógenas mientras que en el modelo de efectos aleatorios (2) se contrastó la hipótesis de que las variables edad, el ocio, casada, las herencias, la educación y niños menores de 12 años de edad son exógenas. Los resultados en ambos casos muestran que el conjunto de variables son exógenas.⁵

⁵ A diferencia del modelo estático de Holtz-Eakin, Joulfaian y Rosen (1993) en un contexto dinámico los salarios podrían ser endógenos. De hecho cuando se contrastó la exogeneidad de los salarios estos resultaron endógenos con un valor de 41.25 [χ^2_1] cuando se contrasta solamente los salarios y de 43.92 [χ^2_6] cuando se incluyen el resto de variables.

4.- CONCLUSIONES

Los resultados aquí obtenidos muestran que la dependencia de estado verdadera es estadísticamente significativa y positiva para un grupo de mujeres que recibieron al menos una herencia, regalo o lotería con edades entre los 20 y 50 años en 1994 en España durante el periodo 1994 a 2000. De esta forma, la participación laboral en el último periodo, incide directamente sobre la probabilidad de participar en el periodo corriente y su valor se encuentra entre 0.8 y 0.9.

El valor inicial de la participación es muy importante en la participación laboral, de hecho su significancia estadística (44.50 y 48.39) muestra que existe una correlación sustancial entre la heterogeneidad individual no observada y la condición inicial.

Adicionalmente, este documento avanza en la contrastación de la exogeneidad en el modelo probit dinámico propuesto por Wooldridge (2003, 2002). Los resultados muestran que el vector de variables X_{it} planteado en el modelo de participación en los dos modelos estimados es estrictamente exógeno.

Finalmente, los resultados verifican el cumplimiento de la hipótesis de Carnegie. De esta forma, recibir regalos, herencias o loterías disminuye la probabilidad de participar lo cual implica que el ocio puede considerarse como un bien normal para el grupo en cuestión.

5.- REFERENCIAS

- Arellano, M y R. Carrasco. (2002). "Binary Choice Panel Data Models with Predetermined Variables", *CEMFI*, W.P, No. 9618.

- Blundell, R. (1990). "Evaluating Structural Microeconomic Models of Labor Supply", Paper presented at the Sixth World Congress of the Econometric Society, Barcelona", August.

- Card, D y D. Hyslop. (2002). "Estimating the Dynamic Treatment Effects of an Earnings Subsidy for Welfare Leavers", UC Berkeley, *Center for Labor Economics*, W.P, No. 47.

- Card, D y D. Sullivan. (1988). "Measuring the Effect of Subsidized Training Programs on Movements in and Out Employment" *Econometrica*, Vol. 56, pp 497-530.

- Carnegie, A. (1891). "The Advantages of Poverty", In *The Gospel of Wealth and Other Timely Essays*, Edward C. Kirkland (Eds). (Harvard University Press 1962)

- Heckman, J. (1981a). "Statistical Models for Discrete Panel Data", Chapter 4 in Manski, Ch and D. MacFadden (Eds), *Structural Analysis of Discrete Data*, MIT Press.

- Heckman, J. (1981b). "The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time-Series Data Stochastic Process", Chapter 4 in Manski, Ch and D. MacFadden (Eds), *Structural Analysis of Discrete Data*, MIT Press.

- Heckman, J y MaCurdy, T. E. (1986). "Labor Econometrics", In *Handbook of Econometrics*, Vol. 3, Griliches et M. Intriligator (Eds.), Elsevier Science, pp 1917-1977.

- Holtz-Eakin, D., D. Joulfaian, H.S. Rosen. (1993). "The Carnegie Conjecture: Some Empirical Evidence", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, pp 413-435.

- Hsiao, C. (1986). *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.

- Killingsworth, M.R. (1983.) *Labor Supply*, Cambridge University Press.

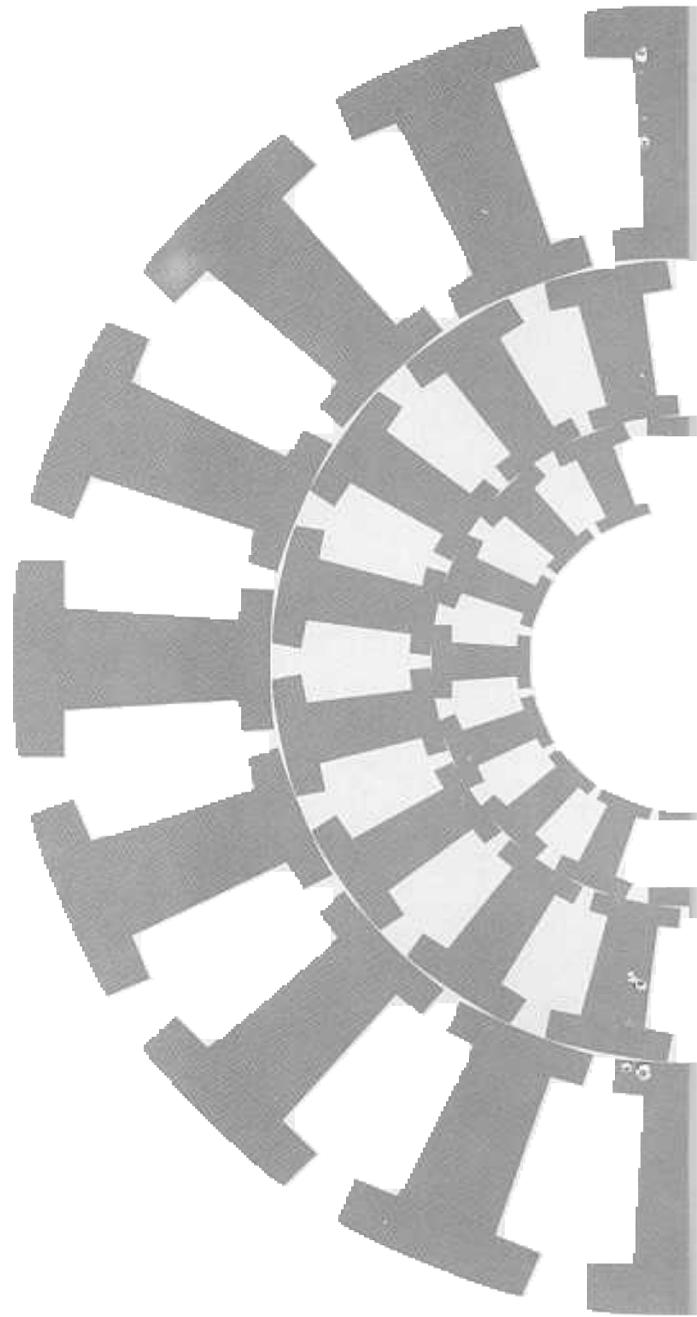
- MacConell, C ., S.L Brue y D.A. Macpherson. (2003). *Economía laboral*, McGraw-Hill.

Wooldridge, J.M. (2003). "Simple Solutions to the Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity", Mimeo Department of Economics, Michigan State University

- Wooldridge, J.M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press.

RESUMEN "BORRADORES DE ECONOMIA Y FINANZAS"

Número	Autor	Título	
001	Jhon J. Mora	El efecto de las características socioeconómicas sobre la consistencia en la toma de decisiones: Un análisis experimental.	
002	Julio C. Alonso	¿Crecer para exportar o exportar para crecer? El caso del Valle del Cauca.	Mar/05
003	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.	



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