



Lecturas de Economía

ISSN: 0120-2596

lecturas@udea.edu.co

Universidad de Antioquia

Colombia

Mora, Jhon James

Un análisis dinámico del efecto de las ganancias fortuitas sobre la participación laboral

Lecturas de Economía, núm. 66, enero-junio, 2007, pp. 213-224

Universidad de Antioquia

.png, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=155216287007>

- ▶ 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

Un análisis dinámico del efecto de las ganancias fortuitas sobre la participación laboral

Jhon James Mora

**–Introducción. –I. El modelo. –II. Datos y resultados. –Conclusiones.
–Bibliografía.**

Primera versión recibida en septiembre de 2006; versión final aceptada en enero de 2007

Lecturas de Economía. 66 (enero-junio 2007), pp 213-224

Jhon James Mora

Un análisis dinámico del efecto de las ganancias fortuitas sobre la participación laboral

Resumen: Este artículo discute el efecto negativo de las herencias, regalos o loterías, que pueden pensarse como ganancias fortuitas, sobre la participación laboral. En la literatura, este efecto se conoce también como la hipótesis de Carnegie. Para analizar dicho efecto se toma la población de mujeres en España durante el periodo 1994-2000. Los resultados con datos de panel para un probit dinámico muestran que existe una relación negativa y significativa entre la participación laboral y las ganancias fortuitas corroborando los resultados de Holtz-Eakin et al. (1993) para Estados Unidos.

Palabras clave: probit dinámicos, normalidad del ocio, participación laboral, mercado laboral. Clasificación JEL: C33, C35, J21.

Abstract: This paper discusses the negative effect that inheritances, gifts or lotteries (which usually can be thought of as fortuitous profits) have on labor participation. This effect is also known in the literature as the Carnegie hypothesis. In order to analyze this effect, this paper considers women from Spain during the period 1994-2000. The results of the panel data for a dynamic probit show that there is a significant negative relationship between labor participation and fortuitous profits, which supports the results of Holtz-Eakin et al. (1993) for the United States.

Keywords: dynamic probit, leisure normality, labor participation, labor market. JEL classification: C33, C35, J21.

Résumé: Cet article analyse l'effet négatif des gains fortuits tels que les héritages, les cadeaux et les loteries, sur le marché du travail. Dans la littérature, cet effet est connu sous le nom d'hypothèse de Carnegie. Pour analyser cet effet nous prenons le nombre des femmes en Espagne entre 1994 et 2000. Les résultats, en utilisant des données de panel pour un probit dynamique, montre une relation négative et significative entre la participation au marché du travail et les gains fortuits, ce qui corrobore les résultats déjà obtenus par Holtz-Eakin et al. (1993) pour le cas des Etats-Unis.

Mots clés: probit dynamique, normalité du loisir, participation au marché du travail, marché du travail. Classification JEL: C33, C35, J21.

Un análisis dinámico del efecto de las ganancias fortuitas sobre la participación laboral

Jhon James Mora*

–Introducción. –I. El modelo. –II. Datos y resultados. –Conclusiones.
–Bibliografía.

Primera versión recibida en septiembre de 2006; versión final aceptada en enero de 2007

Introducción

Hasta ahora, la literatura empírica sobre el mercado laboral no ha considerado el efecto de las ganancias fortuitas sobre la probabilidad de participar en un contexto dinámico de participación laboral. La principal razón, ha sido la inexistencia de bases de datos que permitan modelar cuál es el comportamiento del individuo en el mercado laboral, una vez se recibe una ganancia fortuita como lo podría ser una herencia, regalo o lotería.

Tradicionalmente, se ha establecido que recibir una herencia disminuye la participación del individuo en el mercado de trabajo. Este hecho, planteado por Carnegie (Carnegie, 1891/1962) en el año de 1891, también puede verse en términos de la normalidad del ocio debido a que la corroboración de la hipótesis de Carnegie implica que el ocio es un bien normal (Holtz-Eakin, Joufaian y Rosen, 1993; y MacConell, Brue y Macpherson, 2003).

Este artículo discute el efecto negativo de las herencias, regalos o loterías, que pueden pensarse como ganancias fortuitas, sobre la participación laboral. A diferencia de otros trabajos sobre la hipótesis de Carnegie, aquí se discute la participación laboral dinámicamente de tal forma que se modela el efecto de las decisiones pasadas de participar en el mercado laboral una vez que se

* Jhon James Mora: Departamento de Economía, Universidad Icesi. Dirección Postal: Calle 18 No. 122-135, Departamento de Economía, Cali, Colombia. Dirección Electrónica: jjmora@icesi.edu.co

recibe un premio. Para esto, se plantea un modelo probit dinámico para datos de panel. El análisis se realiza particularmente sobre las mujeres en España por las siguientes razones: En primer lugar, por la disponibilidad de los datos; en segundo lugar, porque la participación laboral de las mujeres en España ha sido tradicionalmente inferior a la de los hombres (Salido, 2002). Por último, y no menos importante, este artículo sigue la línea de investigación sobre la participación laboral intertemporal de las mujeres (al respecto ver MaCurdy, 1981; Altonji, 1986; y Heckman y MaCurdy, 1980).¹

En este orden de ideas, en la primera sección se presenta la versión dinámica de la hipótesis de Carnegie y se discuten los problemas de condiciones iniciales y exogeneidad. En la segunda sección se presentan los datos y resultados. Finalmente se presentan las conclusiones.

I. El modelo

La participación laboral ha sido discutida ampliamente por MaCurdy (1981), Altonji (1986) y Heckman y MaCurdy (1980). En particular, los trabajos se realizan sobre un contexto de elección intertemporal de oferta de trabajo siguiendo el esquema del ciclo de vida. Nakamura y Nakamura (1992) y Carrasco (2001) discuten el efecto de las decisiones de fertilidad, aunque dichas relaciones no sean tan obvias y el proceso de instrumentar o no sea una cuestión abierta como bien lo señala Arango (2005).

Un aspecto menos discutible en los modelos de participación laboral consiste en los efectos de la participación laboral pasada sobre la actual participación. Heckman (1981) distingue entre la correlación serial y la dependencia de estado, lo cual implica considerar la participación en el periodo anterior. Al respecto, tanto Carrasco (1998) como Hyslop (1999) y Atanasio, Low y Sanchez-Marcos (2004) presentan un modelo de participación que incluye las decisiones pasadas como en Arango (2005b).

Supóngase que 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 el efecto específico individual que se asume invariante con 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

¹ En Colombia también existe una amplia literatura sobre la participación laboral usando datos de corte transversal (Lopez, 2001; Tenjo y Ríbero, 1998; y Arango y Posada, 2005a) y datos de seudo panel (Arango y Posada, 2005b).

parámetro ρ mide el grado en el cual el estado, en el último periodo, afecta directamente la probabilidad de estar en el estado en el periodo corriente y es una medida de la dependencia verdadera del estado, después de controlar por la heterogeneidad no observable α_i , y que también puede interpretarse como el coste de búsqueda. De esta forma, los efectos de los factores observados y no observados (X_{it} , γ y α_i) capturan la heterogeneidad a través de los individuos que participan en el mercado laboral. El modelo de participación laboral puede plantearse como:

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

$$\alpha_i | Y_{i0}, z_i \sim N(\beta_0 + \beta_1 Y_{i0} + \tau z_i, \sigma_a^2),$$

En la ecuación (1), $X_{i,t}$ es un conjunto de variables que explican la participación de la mujer en el mercado laboral español. En particular, Arellano y Bover (1995) consideran que la educación universitaria es un indicador de las ganancias potenciales y Álvarez y Llorente (2002) consideran que la probabilidad de participación de la mujer viene determinada fundamentalmente por el nivel educativo —a mayor nivel educativo mayor será el coste de oportunidad de no participar, aumentando la probabilidad de participar—.²

El efecto de las ganancias fortuitas se medirá a través de una variable *dummy* que toma el valor de uno si la persona recibió una herencia, regalo o lotería por un monto de 10.000 euros y cero de forma contraria y se espera que el coeficiente sea negativo, ya que la recepción de las mismas disminuye la probabilidad de participar.

Las variables z_i son variables de interacción entre la tasa de desempleo de la mujer en el periodo inmediatamente anterior y el estado civil en el periodo t si ella se encontraba casada, lo cual implica que los efectos individuales se encuentran correlacionados con el estado civil de la mujer y el ciclo económico.

Finalmente, la importancia de los efectos de la heterogeneidad individual no observada en la estimación de la probabilidad de participar en el mercado laboral, se estimará como $\xi = \sigma_a^2 / (\sigma_a^2 + 1)$.

² Tanto Álvarez y Llorente (2002) como Cañada (1989), Martínez y Granado (1994) y González, Pérez y Prieto (1999) encuentran un efecto positivo y significativo de la educación de la mujer sobre la probabilidad de participar.

La estimación de la ecuación 1 implica resolver los problemas de condiciones iniciales y de exogeneidad. Con respecto al problema de las condiciones iniciales, existen tres aproximaciones comunes: 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 el 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, ecuación (1). Wooldridge (2003) presenta una aproximación más simple al problema de las condiciones Iniciales. En particular, Wooldridge (2003) propone especificar la heterogeneidad individual no observable de la siguiente forma:³

$$\alpha_i | Y_{i0}, z_i \sim N(\beta_1 Y_{i0} + \tau z_i, \sigma_a^2) \quad (2)$$

La función de verosimilitud puede reescribirse como:

$$L = \prod_{i=1}^N \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{t=1}^T \phi \left\{ (\beta_0 + \rho Y_{i,t-1} + \gamma X_{i,t} + \tau z_i + a_i)(2Y_{i,t} - 1) \right\} \left(\frac{1}{\sigma_a} \right) \phi \left(\frac{a}{\sigma_a} \right) \partial a \quad (3)$$

Como se puede observar de (3), la heterogeneidad no observada se encuentra condicionada sobre las condiciones iniciales y las variables exógenas.

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

Esto implica que en lugar de modelar las condiciones iniciales del proceso dinámico directamente, se especifica un modelo para la heterogeneidad no observable (Wooldridge, 2003).

Cabe observarse también que la función de verosimilitud de la ecuación (3) requiere que $X_{i,t}$ sea estrictamente exógena y, en modelos no-lineales dinámicos, la exogeneidad implica:

$$E(Y_{i,t} | X_{i,t}, Y_{i,T}, \alpha_i) = E(Y_{i,t} | X_{i,t}, Y_{i,t-1}, \dots, Y_{i,0}, \alpha_i) \quad (4)$$

Ya que solamente los valores contemporáneos de $X_{i,t}$, importan. Un contraste de adición implica que si $X_{i,t+1}$ es exógena al adicionar $X_{i,t+1}$ bajo la hipótesis nula de exogeneidad $X_{i,t+1}$ no será estadísticamente significativa, lo cual puede contrastarse con una χ^2_L , siendo L el número de grados de libertad, igual al número de variables exógenas en $X_{i,t}$ (Mora, 2006).

II. Datos y resultados

Los datos son tomados del 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 períodos para un total de 1.806 observaciones.⁴ La participación se construye como una variable dicotómica a partir de la autodefinición del estado en el que se encuentra el individuo y que toma valor de uno si el individuo se encuentra trabajando.

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 las probabilidades de transición:

En la tabla 1 se puede observar que si el individuo no estaba participando en el periodo anterior y recibió una ganancia fortuita, la probabilidad de que no participe en el periodo actual es de 0,90. Sin embargo, existe una probabilidad del 10% de que si se encontraba participando y recibió ganancia fortuita siga participando. También se puede observar que si el individuo se encontraba participando en el periodo anterior y recibió una ganancia

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

fortuita, la probabilidad de que siga participando es bastante alta, 0,87. La tabla 2 presenta las estimaciones del modelo 1.⁵

Tabla 1. *Probabilidades de transición*

Participación ,		No participa	Participa
Participación _{t-1}	No participa	0,9091	0,0909
	Participa	0,1246	0,8754

Fuente: Cálculos del autor con base en Phogue.

Tabla 2. *Modelo de participación (t = 1994,...,2000)*

Var / Modelo	Pool- Probit	Efectos Aleatorios (1)	Efectos Aleatorios (2)
Participación _{t-1}	2,487096 (0,086952)	0,861145 (0,1779443)	0,9269535 (0,1687379)
Participación ₁₉₉₄		3,218134 (0,4549741)	2,631556 (0,3880045)
Year ₁₉₉₅	-,0605767 (0,1173104)	-0,59241441 (0,2959871)	-0,5116614 (0,2936991)
Edad de 20 a 40 años			0,5801303 (0,1888054)
Educación terciaria			1,124448 (0,2301399)
Educación secundaria			0,5184035 (0,2175448)
Ganancia fortuita		-0,4669198 (0,2341565)	-0,4724234 (0,2309868)
Constante	-1,325205 (0,0601951)	-1,618754 (0,240086)	-2,271577 (0,2820332)
σ_α		1,429432 (0,2412421)	1,095693 (0,1686361)
ξ		0,6714069 (0,074467)	0,5455667 (0,076315)
Lr $\xi = 0$: chi2(1)		58,65	45,63
Wald		214,55 chi2(10)	244,21 chi2(13)
Test Exogeneidad		Hrl10 = 0,5533	(Hrl10,Ter,Sec,E20a40) = 4,06
N	NT = 1548	NT = 1548	NT = 1548
		min = 6	min = 6
		avg = 6	avg = 6
		max = 6	max = 6

Fuente: cálculos del autor con base en el Phogue. Errores estándar entre paréntesis. Nota: En todos los modelos de datos de panel se usaron dummys de interacción por año entre casada y la tasa de desempleo rezagada un periodo.

⁵ Todas las estimaciones fueron realizadas con Stata 9.2.

La segunda columna de la tabla 2 muestra un *pool* probit. Las variables son estadísticamente significativas con excepción de la *dummy* para 1995. De acuerdo al *pool* probit, la dependencia de estado en 1995 es alrededor del 78%, sin considerar la heterogeneidad individual no observable, α_i .⁶

La tercera columna de la tabla 2, efectos aleatorios (1), muestra los resultados del modelo 4 con efectos aleatorios incluyendo solamente como variable explicatoria las ganancias fortuitas, la cual es significativa y con el signo esperado. Dada la significancia estadística de ξ , 58,65, podemos observar que los efectos de la heterogeneidad individual no observada en la estimación de la probabilidad de participar son importantes. El contraste de exogeneidad muestra que tanto las herencias como la educación y la edad son exógenas.

Finalmente, la cuarta columna, efectos aleatorios (2), tiene en cuenta tanto la educación como la edad. Los resultados con respecto a estas variables muestran un efecto positivo y significativo de la educación secundaria y terciaria sobre la participación laboral de la mujer. También se observa que la edad entre los 20 y 40 años afecta positivamente la participación de la mujer. El contraste de exogeneidad muestra que las variables independientes son exógenas.

A continuación, se calcularán los efectos parciales promedio de la siguiente forma:

$$N^{-1} \sum_{i=1}^N \left\{ \begin{array}{l} \Phi \left[\left(\hat{\beta}_0 + \hat{\tau}_{97} + \hat{\rho} + \hat{\beta}_{94} * Y_{i94} + \hat{\gamma}_i * X_t^0 + \hat{\beta}_i * Z_i \right) / (1 + \sigma_a^2)^{-\frac{1}{2}} \right] \\ -\Phi \left[\left(\hat{\beta}_0 + \hat{\tau}_{97} + \hat{\beta}_{94} * Y_{i94} + \hat{\gamma}_i * X_t^0 + \hat{\beta}_i * Z_i \right) / (1 + \sigma_a^2)^{-\frac{1}{2}} \right] \end{array} \right\} \quad (5)$$

En la ecuación (5) X_t^0 tomará valores de cero o uno dependiendo de la variable en cuestión. En el caso del modelo de efectos aleatorios, se tiene lo que aparece en la tabla 3:

Tabla 3. *Efectos parciales promedio*

Probabilidad de participar en 1995		
	Participó en 1994	No participó en 1994
Recibió ganancias fortuitas	0,391337	0,2727046
No recibió ganancias fortuitas	0,4635657	0,3348394

Fuente: cálculos del autor con base en el Phogue.

⁶ El cual se calcula como $\phi(\beta_0 + \rho) - \phi(\beta_0)$.

De esta forma, la dependencia de estado promediada entre los individuos en 1995 cuando las mujeres recibieron ganancias fortuitas es de 0,109, mientras que para aquellas que no recibieron ganancias fortuitas es de 0,118. Observe también que la probabilidad para aquellas mujeres que participaron en 1994 se incrementa en 0,07 con respecto a las que no recibieron ganancias fortuitas.

Por otro lado, los efectos parciales promedio entre las mujeres con edades de 20 a 40 y educación terciaria, son los presentados en la tabla 4.

Tabla 4. Efectos parciales promedio para mujeres entre 20 y 40 con estudios terciarios

Probabilidad de participar en 1995	Participó en 1994	No participó en 1994
Recibió ganancias fortuitas	0,5931313	0,4130981
No recibió ganancias fortuitas	0,6821101	0,5029157

Fuente: cálculos del autor con base en el Phogue.

Los resultados de la tabla 4 muestran que la dependencia de estado promediada en mujeres, con edades entre 20 y 40 años y estudios terciarios, que recibieron ganancias fortuitas, es de 0,1800149. Para las mujeres que no recibieron ganancias fortuitas, la probabilidad es de 0,1791944. Observe también que la probabilidad para las mujeres que participaron en 1994 se incrementa en 0,0889, con respecto a las que no recibieron ganancias fortuitas.

Conclusiones

Los resultados aquí encontrados verifican el cumplimiento dinámico de la hipótesis de Carnegie, en el caso particular de España. Por lo tanto, recibir ganancias fortuitas en la forma 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.

Con respecto a la participación laboral de las mujeres, los resultados aquí encontrados son similares a los de Álvarez y Llorente (2002), Cañada (1989), Martínez y Granado (1994) y González, Pérez y Prieto (1999) al verificar que existe un efecto positivo y significativo de la educación de la mujer sobre la probabilidad de participar.

Los resultados también muestran que la dependencia de estado promediada entre los individuos en 1995, cuando las mujeres recibieron ganancias fortuitas, es de 0,109; mientras que para aquellas que no recibieron

ganancias fortuitas es de 0,118. Por otro lado, al tener en cuenta a mujeres con edades entre 20 y 40 años y educación terciaria, los resultados muestran que la dependencia de estado promediada entre los individuos en 1995, cuando éstas recibieron ganancias fortuitas, es de 0,1800149, mientras que para aquellas que no recibieron ganancias fortuitas es de 0,1791944. Por último, cabe notar que existen altos costes de búsqueda, 0,92, para las mujeres en España.

Los resultados aquí encontrados, son significativos a la hora de establecer legislaciones en los países relacionadas con impuestos sobre las ganancias fortuitas, ya que las mismas inciden sobre el mercado laboral al afectar las decisiones de participar en éste.

Bibliografía

- ALTONJI, Joseph G. (1986). "Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data", *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 2, pp. S176-S215.
- ÁLVAREZ-LLORENTE, Gema (2002). "Decisiones de fecundidad y participación laboral de la mujer en España", *Investigaciones Económicas*, Vol. 26, No. 1, pp. 187-218.
- ARANGO, Luis Eduardo y POSADA, Carlos Esteban (2005a). "Labour Participation in Colombia", *Applied Economics*, Vol. 37, No. 16, pp. 1829-1838.
- _____. (2005b). "Labor Participation of Married Women in Colombia", *Borradores de Economía*, No. 357, Banco de la República.
- ARELLANO, Manuel y BOVER, Olympia (1995). "Female Labour Force Participation in the 1980s: The Case of Spain", *Investigaciones Económicas*, Vol. 19, No. 2, pp. 171-194.
- ARELLANO, Manuel y CARRASCO, Raquel (2002). "Binary Choice Panel Data Models with Predetermined Variables", *CEMFI Working Papers*, No. 9618.
- ATTANASIO, Orazio; Low, Hamish y SANCHEZ-MARCOS, Virginia (2004). "Explaining Changes in Female Labour Supply in a Life-Cycle Model", *Cambridge Working Papers in Economics*, No. 0451.
- CAÑADA, Juan A. (1989). "Oferta de trabajo de las mujeres en España: Evolución y prospectivas", Servicio de Estudios de la CAIXA, Colección de estudios e informes.
- CARD, David y HYSLOP, Dean (2002). "Estimating the Dynamic Treatment Effects of an Earnings Subsidy for Welfare Leavers", *Center for Labor Economics*, W.P, No. 47, UC Berkeley.
- CARD, David y SULLIVAN, Daniel (1988). "Measuring the Effect of Subsidized Training Programs on Movements In and Out of Employment", *Econometrica*, Vol. 56, No. 3, pp. 497-530.
- CARNEGIE, Andrew (1891). "The Advantages of Poverty", en: *The Gospel of Wealth and Other Timely Essays*, KIRKLAND, Edward C. (Eds.), Harvard University Press, 1962.
- CARRASCO, Raquel (2001). "Binary Choice with Binary Endogenous Regressors in Panel Data: Estimating the Effect of Fertility on Female Labour Participation" *Working Papers*, Centro de Estudios Monetarios y Financieros, Vol. 19, No. 4, pp. 385-394.

- GÓNZALEZ, Inmaculada; PÉREZ, Carlos A. y PRIETO, Mercedes (1999). "La participación laboral de la mujer en Castilla y León", *Revista de Investigación Económica y Social de Castilla y León*, No. 2, pp. 83-98.
- HECKMAN, James J. (1981a). "Statistical Models for Discrete Panel Data", capítulo 3 en: MANSKI, Charles y MACFADDEN, Daniel (Eds.), *Structural Analysis of Discrete Data*, Cambridge: The MIT Press.
- _____ (1981b). "The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time-Series Data Stochastic Process", capítulo 4 en: MANSKI, Charles y MACFADDEN, Daniel (Eds.), *Structural Analysis of Discrete Data*, Cambridge: The MIT Press.
- HECKMAN, James J. y MACURDY, Thomas E. (1980). "A life-Cycle Model of Female Labour Supply", *Review of Economic Studies*, Vol. 47, No. 1, pp. 47-74.
- HOLTZ-EAKIN, Douglas, JOULFAIAN, David, ROSEN, Harvey S. (1993). "The Carnegie Conjecture: Some Empirical Evidence", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 2, pp. 413-435.
- HSIAO, Cheng (2003). *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.
- LÓPEZ, Hugo (2001). "Características y determinantes de la oferta laboral colombiana y su relación con la dinámica del desempleo", en URRUTIA, Miguel (Ed.), *Empleo y Economía*, Banco de la Republica, Bogotá. pp. 155-192.
- MACURDY, Thomas E. (1981). "An empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting", *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 6, pp. 1059-1085.
- MARTINEZ-GRANADO, Maite (1994). "An Empirical model of Female Labour Supply for Spain", *CEMFI Working Paper*, No. 9412.
- MORA, Jhon James (2006). "Datos de panel en Probit dinámicos", *Estudios Gerenciales*, Vol. 22, No. 101, pp. 101-109
- NAKAMURA, Alice y NAKAMURA, Masao (1992) "The Econometrics of Female Labor Supply and Children", *Econometric Reviews*, Vol. 11, No. 1, pp. 1-71.
- TENJO, Jaime, y RIBERO, Rocío (1998). "Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia", *Archivos de Macroeconomía*, No. 81, DNP.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey 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.
- _____ (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: The MIT Press.