

DATOS DE PANEL EN PROBIT DINÁMICOS

Por:

Jhon James Mora

No. 7, Junio 2006

BORRADORES DE ECONOMÍA Y FINANZAS

Editor

Jhon James Mora

Jefe, Departamento de Economía

jjmora@icesi.edu.co

Asistente de edición

Stephanie Vergara Rojas

Gestión editorial

Departamento de Economía – Universidad ICESI

Contenido:

1.- Introducción.....	4
2.- El problema de las condiciones iniciales	5
3.- Exogeneidad	8
4.- Aplicación al efecto de las herencias sobre la participación laboral de las Mujeres en España ...	10
5.- Conclusiones.....	17
6.- Bibliografía.....	19

20 páginas

ISSN 1900-1568

Primera edición, Junio de 2006

DATOS DE PANEL EN PROBIT DINÁMICOS

Jhon James Mora¹

Resumen: Este artículo discute en primer lugar dos problemas fundamentales en datos de panel: Las condiciones iniciales y la exogeneidad. En segundo lugar, muestra una aplicación al mercado laboral español de un modelo probit dinámico en el cual se encuentra que el efecto positivo y significativo de la educación de la mujer sobre la probabilidad de participar encontrado por Llorente (2002), Cañada (1989), Martínez-Granado (1994) y González, Pérez y Prieto (1999) también es positivo y significativo en el caso de mujeres que recibieron una herencia, regalo o lotería.

Abstract:

Palabras claves: Datos de Panel. Probit Dinámicos, Mercado Laboral.

Clasificación JEL: C33, C35, J21

¹ Departamento de Economía, Universidad Icesi. E-mail: jjmora@icesi.edu.co

1.- Introducción

Aun cuando en Colombia, es incipiente el uso de modelos de datos de panel, debido sin duda a la carencia de datos adecuados, tanto en Estados Unidos como Europa es común su uso por la valiosa información que provee, ya no solo de corte transversal sino también en el tiempo del comportamiento de los agentes económicos. Aunque la extensión a modelos con variables dependientes cualitativas, fue provista desde 1981 por Heckman, la "popularización" en la práctica de los econométricos ha estado ligada al desarrollo reciente del software econométrico.

Este artículo, hace énfasis en la discusión sobre dos de los grandes problemas en la estimación de modelos probit dinámicos en Datos de panel, a saber: El problema de las condiciones iniciales y la exogeneidad estricta. En la primera parte, se discute el problema de las condiciones iniciales y su modelación a partir de la metodología de Wooldridge. En la segunda sección, se plantea el problema de la exogeneidad y se avanza su contrastación. En la tercera sección, se presenta una aplicación de la hipótesis de Carnegie con datos de panel para mujeres entre los 20 y 60 años para España. Finalmente, se presentan las conclusiones.

2.- El problema de las condiciones iniciales

Heckman (1981a) plantea que uno de los principales problemas en los modelos probit dinámicos consiste en preguntarnos si el proceso puede ser 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 puede ser debido a una dependencia de los estados espúrea, es decir, como efecto de la correlación serial en las perturbaciones del modelo. Supóngase el siguiente modelo probit dinámico para datos de panel en donde existe dependencia de estado de primer orden, de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 Y_{it} &= 1(\beta_0 + \rho Y_{it-1} + X_{it}'\gamma + \alpha_i + \mu_{it} > 0) ; i = 1, 2, \dots, N; t = 0, 1, \dots, T & (1) \\
 P(Y_{i0} = 1 | X_i, \alpha_i) &= p_0(X_i, \alpha_i) \\
 P(Y_{it} = 1 | Y_{i0}, \dots, Y_{it-1}, X_i, \alpha_i) &= F(\rho Y_{it-1} + X_{it}'\gamma + \alpha_i)
 \end{aligned}$$

Donde Y_{it} es la variable de interés, $1(\bullet)$ es un indicador de la función que toma valor de 1 si el fenómeno se presenta 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 de error 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 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 . 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. La contribución del logaritmo de la verosimilitud para el individuo i se puede expresar como:

$$L(\theta|Y_i, X_i) = \prod_{i=1}^N \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{t=1}^T \Phi\{\beta_0 + \rho Y_{i,t-1} + \gamma X_{i,t} + \alpha\} f(Y_{i,0}|\alpha) dG(\alpha) \quad (2)$$

En la ecuación (2), θ es un vector de parámetros que “parametriza” totalmente el modelo y $f(\bullet)$ es la función de distribución para los momentos iniciales condicionada a los efectos no observados.

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 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). Obsérvese que la formulación de las condiciones iniciales complica bastante los cálculos computacionales del modelo.

Wooldridge (2003), por su parte, presenta una aproximación más simple al problema de las condiciones Iniciales. En particular, Wooldridge (2003) propone especificar la heterogeneidad individual no observable de la forma:²

$$\alpha|Y_{i0}, z_i \sim N(\beta_1 Y_{i0} + \tau_i, \sigma_a^2)$$

De esta forma, la verosimilitud puede reescribirse como:

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

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

² Arellano y Carrasco (2002) también plantean una estimación de máxima verosimilitud condicional sobre la condición inicial con el fin de solucionar este problema.

3.- Exogeneidad

La función de verosimilitud en la ecuación (3) requiere que $X_{i,t}$ sea estrictamente exógena. Granger (1969) define las condiciones a través de las cuales se presenta causalidad "Y_i no causa a X_i" y Sims (1972) define las condiciones bajo las cuales "X_i es estrictamente exógeno". Sin embargo, con datos de panel en los modelos probit es imposible diferenciar la heterogeneidad no observada. Siguiendo a Chamberlain (1982), la exogeneidad en modelos no-lineales se plantea de la siguiente forma: Suponga que $Y_{i,t}$ es cero o uno y que se observa $(X_{i,1}, X_{i,2}, \dots, X_{i,T}, Y_{i,T})$ para $i=1, \dots, N$ individuos y T periodos. Entonces:

Definición 1: Causalidad de Granger

$X_{i,t+1}$ es independiente de $Y_{i,t}, Y_{i,t-1}, \dots$, condicionado sobre $X_{i,t}, X_{i,t-1}, \dots$. Para todo t.

Definición 2: Exogeneidad estricta de Sims

$Y_{i,t}$ es independiente de $X_{i,t+1}, X_{i,t+2}, \dots$, condicionado sobre $Y_{i,t}, Y_{i,t-1}, \dots$ y $X_{i,t}, X_{i,t-1}, \dots$. Para todo t.

Por su parte, en modelos no-lineales dinámicos, la exogeneidad se puede plantear siguiendo a Wooldridge (2000, 2002, 2003) de la siguiente forma:

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

Por lo cual, solamente los valores contemporáneos importan. Un contraste de adición implica que, si $X_{i,t+1}$ es exógena, entonces al adicionar $X_{i,t+1}$ bajo H_0 ésta no será estadísticamente significativa; lo cual se puede contrastar con una χ^2_L siendo L el número de grados de libertad igual al número de variables exógenas en $X_{i,t}$ [Mora (2005)].

4.- Aplicación al efecto de las herencias sobre la participación laboral de las Mujeres en España

Holtz-Eakin et-al (1993) plantean que, si el ocio es un bien normal, recibir una herencia deberá disminuir la participación en el mercado laboral. Sin embargo, el modelo planteado por Holtz-eatkin et-al (1993) no es un modelo dinámico en el sentido estricto y, por lo tanto, no se puede conocer cómo afectan las decisiones pasadas la participación laboral en el periodo corriente.³

En particular, el modelo aquí planteado estimará el efecto de las herencias sobre la participación laboral de las Mujeres en España, ya que aunque la participación de la mujeres en el mercado laboral de las mujeres en el mercado laboral español mostró un incremento sustancial a partir de los ochentas [Arellano y Bover (1995)], la tasa de participación de las mujeres sigue siendo muy inferior a la de los hombres; en el 2001 la tasa de participación se encontraba 24 puntos por debajo de la masculina y la tasa de paro doblaba a las masculina [Salido (2002)].

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 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.

³ Aunque Holtz-eatkin et-al (1993) incluyan una variable dummy que captura si el individuo participó en 1984, el modelo no deja de ser de corte transversal y, por lo tanto, es imposible determinar si existe dependencia entre estados.

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

A lo largo de los 7 periodos se encuentra que en promedio el 75% de las mujeres está casada y que el 55% de las mujeres está 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 las probabilidades de transición:

Tabla 1. Probabilidades de transición

		Participación t	
		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.

En la Tabla 1 se puede observar que, si el individuo no estaba 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, regalo o lotería, es menos probable que siga participando.

A continuación, suponga 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 termino idosincrático 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 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 que 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. De esta forma, el modelo planteado siguiendo a Wooldridge (2002) será:

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

$$Y_{i,t} = 1(\beta_0 + \rho Y_{i,t-1} + \gamma X_{i,t-1}' + Y_{i,0}' \beta_1 + z_i' \tau + a_i + \mu_{i,t} > 0) \quad (4)$$

En la ecuación (4), $X_{i,t}$ 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-Llorente (2002) considera 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. Tanto Álvarez-Llorente (2002) como Cañada (1989), Martínez-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. Con el fin de medir el efecto de las herencias, regalos o loterías, se incluirá en $X_{i,t}$ una variable que cuantifica si la persona recibió una Herencia, Regalo o Lotería por un monto de 10000 euros y, se espera que la recepción de las mismas disminuya la probabilidad de participar. Finalmente, 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, de esta forma, los efectos individuales se encuentran correlacionados

con el estado civil de la mujer y el ciclo económico. 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 estimará como $\xi = \sigma^2_a / (\sigma^2_a + 1)$. En la Tabla 2, se presentan las estimaciones del modelo 4.⁵

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

En la tercera columna de la Tabla 2 se calcula el modelo 4 con efectos aleatorios incluyendo solamente, como variable explicatoria, las herencias, regalos o loterías; la cual es significativa y con el signo esperado. Dada la significancia estadística de ξ , 58.65, podemos observar que existe una relativa importancia de los efectos de la heterogeneidad individual no observada en la estimación de la probabilidad de participar. Además, usando la prueba de Wald y Lr se puede concluir, de acuerdo al valor de la $\chi^2(2)$, que las variables son estadísticamente diferentes de cero; la varianza total del error estimada debido a la heterogeneidad no observada, a través de la muestra, fue de 1.42 y las herencias, regalos o loterías son exógenas.

⁵ Agradezco los comentarios a una versión anterior de éste modelo a los asistentes al Seminario de Economía de Agosto del 2005 en el Banco de la Republica.

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

Tabla 2. Modelo de participación (error estándar entre paréntesis) [t = 1994,...,2000]

	Var / Modelo		
	<i>Pool- Probit</i>	<i>Efectos Aleatorios (1)</i>	<i>Efectos Aleatorios (2)</i>
Participación _{t-1}	2,487096 (0,086952)	0,861145 (0,177944)	0,926954 (0,168738)
Participación ₁₉₉₄		3,218134 0,454974	2,631556 0,388005
Year ₁₉₉₅	-0,060577 (0,1173104)	-0,592414 0,295987	-0,511661 0,293699
Edad de 20 a 40 años			0,580130 0,188805
Educación terciaria			1,124448 0,230140
Educación Secundaria			0,518404 0,217545
HRL10		-0,466920 (0,2341565)	-0,472423 0,230987
Constante	-1,325205 0,060195	-1,618754 0,240086	-2,271577 0,282033
σ_a		1,429432 0,241242	1,095693 0,168636
ξ		0,671407 0,074467	0,545567 0,076315
Lr $\xi = 0$: chi2(1)		58,650000	45,630000
Wald		214,550000 chi2(10)	244,210000 chi2(13)
Test Exogeneidad		Hrl10 = 0.5533	[Hrl10, Ter, Sec, E20a40]= 4.06
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 dummies de interacción por año entre casada y la tasa de desempleo rezagada un periodo.

Como plantea Wooldridge (2002) una de las principales aplicaciones de los modelos no lineales consiste en los efectos parciales. Si bien es cierto que, en los modelos no-lineales en los cuales se presenta la heterogeneidad individual no observable, los efectos parciales simples no son atractivos debido a que no es claro qué valores de α_i , se deberán incluir [Winther (2003)]. Wooldridge (2002, 2003) muestra que una alternativa es calcular los efectos parciales promedio, los cuales se calculan de la siguiente forma:

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

Donde X_{i^0} tomará valores de cero o uno dependiendo de la variable en cuestión. En el caso del modelo de efectos aleatorios, se tiene:

Tabla 3. Efectos parciales promedio

Probabilidad de Participar en 1995		
	Participó en 1994	No Participó en 1994
Recibió Herencias, Regalos o Loterías	0,3913370	0,2727046
No Recibió Herencias, Regalos o Loterías	0,4635657	0,3348394

De esta forma, la dependencia de estado promediada entre los individuos en 1995, cuando las mujeres recibieron herencias, regalos o loterías, es de 0.109; mientras que para aquellas que no recibieron herencias, regalos o loterías, 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 herencias regalos o loterías.

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 propuesto en la sección 2 muestra que estas variables son exógenas. A continuación, se calcularon los efectos parciales promedio entre las mujeres con edades de 20 a 40 y educación terciaria. Los resultados fueron:

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 Herencias, Regalos o Loterías	0,5931313	0,4130981
No Recibió Herencias, Regalos o Loterías	0,6821101	0,5029157

Los resultados de la Tabla 4 muestra que la dependencia de estado promediada entre los individuos en 1995 cuando las mujeres recibieron herencias, regalos o loterías es de 0.1800149 mientras que para aquellas que no recibieron herencias, regalos o loterías es de 0.1791944. Observe también que la probabilidad para aquellas mujeres que participaron en 1994 se incrementa en 0.0889 con respecto a las que no recibieron herencias regalos o loterías.

5.- Conclusiones

En primer lugar, existen dos problemas fundamentales en los datos de panel: las condiciones iniciales y la exogeneidad. Con respecto a las condiciones iniciales, la solución más simple parece ser la provista por Wooldridge (2002) ya que tan solo requiere un software que tenga incorporada la estimación por efectos aleatorios. Sin embargo, a las ganancias obtenidas por esta vía deberá descontársele los costos de exigir que el panel sea balanceado. Con respecto a la exogeneidad, Chamberlain (1982) muestra las equivalencias de las definiciones de Sims (1972) y Granger (1969), en el caso de los modelos probit. La metodología propuesta por Wooldridge (2002) requiere de exogeneidad, la cual puede contrastarse en forma sencilla con un contraste de adición como el aquí sugerido.

En segundo lugar, la aplicación al mercado laboral español aquí realizada de un modelo probit dinámico con datos de panel, muestra que el efecto positivo y significativo de la educación de la mujer sobre la probabilidad de participar, encontrado por Álvarez-Llorente (2002), Cañada (1989), Martínez-Granado (1994) y González, Pérez y Prieto (1999); también es positivo y significativo en el caso de mujeres que recibieron una herencia, regalo o lotería. En particular, los resultados muestran que la dependencia de estado promediada entre los individuos en 1995 cuando las mujeres recibieron herencias, regalos o loterías es de 0.109 mientras que para aquellas que no recibieron herencias, regalos o loterías es de 0.118. 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 herencias, regalos o loterías es de 0.1800149 mientras que para aquellas que no recibieron herencias, regalos o loterías es de 0.1791944. Por otro

lado, la probabilidad para aquellas mujeres que participaron en 1994 se incrementa en 0.0889 con respecto a las que no recibieron herencias regalos o loterías.

Por último, como plantea Hsiao (2003) todos los beneficios asociados al uso de los datos de panel van de la mano de los nuevos y difíciles problemas que deberán resolverse particularmente en los modelos no lineales.

6.- Bibliografía

- Arellano, M y Bover, O (1995). "Female Labor Force Participation in the 1980's: The Case of Spain", *Investigaciones Económicas*, 19(2), pp: 171-194.
- Arellano, M y R. Carrasco. (2002). "Binary Choice Panel Data Models with Predetermined Variables", *CEMFI, W.P*, No. 9618.
- Álvarez-Llorente, G. (2002). "Decisiones de fecundidad y participación laboral de la mujer en España", *Investigaciones Económicas*, 26(1), pp:187-218.
- Cañada, J.A. (1989). "Oferta de trabajo de las mujeres en España: Evolución y perspectivas", Servicio de Estudios de la CAIXA, Colección de estudios e informes5.
- 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.
- ----- 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)
- González, I., Pérez, C., y Prieto, M. (1999). "La participación laboral de la mujer en Castilla y León" *Revista de Investigación Económica y Social de Castilla y León* 2, pp. 83-98.
- 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.

- 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, Ch. (2003). "Analysis of Panel Data", (Second Edition) Cambridge University Press.
- Martinez- Granado, M (1994). "A Empirical model of Female Labor Supply for Spain", CEMFI Working Paper 9412.
- Mora, J.J. (2005). "La relación entre las herencias, regalos o loterías y la probabilidad de participar en el Mercado laboral: El caso de España, 1994-2000".
- 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 ECONOMÍA Y FINANZAS"

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