

January 2016

Oferta de horas de trabajo en Colombia: una aproximación a sus determinantes, 2012

Andrés Eduardo Rangel Jiménez
Universidad Autónoma de Occidente, aerangel@uao.edu.co

Follow this and additional works at: <https://ciencia.lasalle.edu.co/eq>

Citación recomendada

Rangel Jiménez, A. E. (2016). Oferta de horas de trabajo en Colombia: una aproximación a sus determinantes, 2012. *Equidad y Desarrollo*, (25), 53-93. <https://doi.org/10.19052/ed.3408>

This Artículo de Investigación is brought to you for free and open access by the Revistas científicas at Ciencia Unisalle. It has been accepted for inclusion in *Equidad y Desarrollo* by an authorized editor of Ciencia Unisalle. For more information, please contact ciencia@lasalle.edu.co.

Oferta de horas de trabajo en Colombia: una aproximación a sus determinantes, 2012

Andrés Eduardo Rangel Jiménez*

53

Resumen

Cuando se participa en el mercado laboral, la decisión de un individuo radica en determinar la cantidad de horas de trabajo por ofertar, situación ilustrada por la teoría económica a través de los efectos renta y sustitución. Este artículo reporta los resultados de la estimación econométrica de un modelo en tres etapas de la oferta de horas de trabajo individual para Colombia, basado en la Encuesta de Calidad de Vida (ECV) 2012. En la primera etapa se modela la probabilidad de estar empleado; posteriormente, se estima una ecuación de Mincer corregida por sesgo de selección y, finalmente, se estima una ecuación de horas de trabajo mediante un modelo Tobit en función de los salarios predichos para corregir su endogeneidad. Los resultados muestran que prima el efecto sustitución sobre el efecto renta; que afectan positivamente la oferta de horas: la edad (hasta un umbral), ser jefe de hogar, tener hijos menores de cinco años, tener estado civil casado o estar en unión libre y, por último, tener un contrato de trabajo escrito; por el contrario, los ingresos no laborales afectan negativamente la oferta de horas.

Palabras clave

Participación laboral, oferta de horas, efecto renta y sustitución, ecuación de Mincer, modelo Tobit

Clasificación JEL

J10, J16, J23

Cómo citar este artículo: Rangel Jiménez, A. E. (2016). Oferta de horas de trabajo en Colombia: una aproximación a sus determinantes, 2012. *Equidad & Desarrollo*, (25), 53-93. doi: <http://dx.doi.org/10.19052/ed.3408>

Fecha de recepción: 22 de mayo de 2015 • Fecha de aceptación: 15 de agosto de 2015

* Economista, Universidad del Valle, Cali, Colombia; magíster en Econometría, Universidad Torcuato di Tella. Docente de planta, Departamento de Ciencias Económicas, Universidad Autónoma de Occidente, Cali, Colombia. Correo electrónico: aerangel@uao.edu.co

Work Hours Offer in Colombia: an Approach to its Determinants, 2012

Abstract

When participating in the job market, an individual must determine the amount of work hours to offer, a situation illustrated by economic theory through the income and substitution effects. This paper reports the results of the econometric estimation of a three-stage model of the hours of individual work for Colombia, based on the 2012 Quality of Life Survey. In the first stage, a model of the probability of being employed is made; then, a Mincer Equation corrected by selection bias is estimated and, finally, an equation of work hours is estimated using the Tobit model, in terms of wages predicted to correct endogeneity. Results show that the substitution effect takes precedence over the income effect; that age (up to a threshold), being head of household, having children under five years of age, being married or living in a common-law marriage and, finally, having a written employment contract, have a positive effect on the number of hours offered; on the other hand, unearned income has a negative effect on the number of hours offered.

Keywords

Employment participation, number of hours offered, income and substitution effect, Mincer equation, Tobit model

Oferta de horas de trabalho na Colômbia: uma aproximação a seus determinantes, 2012

Resumo

Quando se participa no mercado trabalho, a decisão de um indivíduo radica em determinar a quantidade de horas de trabalho por ofertar, situação ilustrada pela teoria econômica através dos efeitos renda e substituição. Este artigo reporta os resultados da estimação econométrica de um modelo em três etapas da oferta de horas de trabalho individual para Colômbia, baseado na Enquete de Qualidade de Vida (ECV) 2012. Na primeira etapa se modela a probabilidade de estar empregado; posteriormente, se estima uma equação de Mincer corregida por seleção e, finalmente, se estima uma equação de horas de trabalho mediante um modelo Tobit em função dos salários previstos para corrigir sua endogeneidade. Os resultados mostram que prima o efeito substituição sobre o efeito renda; que afetam positivamente a oferta de horas: a idade (até um limiar), ser cabeça de família, ter filhos menores de cinco anos e ter estado civil de casado ou viver em união livre e, por último, ter um contrato de trabalho escrito; por o contrario, os ingressos não laborais afetam negativamente a oferta de horas.

Palavras chave

Participação laboral, oferta de horas, efeito renda e substituição, equação de Mincer, modelo Tobit

Introducción

La dinámica del mercado laboral en las dos últimas décadas —por lo menos en el acontecer nacional— ha estado sujeta a una multiplicidad de acontecimientos socioeconómicos en diferentes frentes (reformas laborales, desindustrialización, apreciación del peso colombiano frente al dólar, etcétera) que han impactado de manera directa la participación laboral y, por ende, el fenómeno del desempleo. Producto de esto, el análisis correspondiente al mercado de trabajo cobra hoy en día más importancia que nunca, al permitir identificar desde varias perspectivas los aspectos que posibilitan una mejora en las condiciones laborales en el ámbito local, facilitando su adaptabilidad a los requerimientos de la internacionalización.

Este artículo, en un intento de contribuir al desarrollo local del conocimiento existente sobre la economía laboral, desarrolla un análisis sobre los posibles elementos que inciden en la cantidad de horas de trabajo ofertadas por un individuo en Colombia; para tal efecto, se tomó como base la información consignada en la Encuesta de Calidad de Vida (ECV), año 2012, que realiza el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Si bien es cierto que dentro del país se dispone de fuentes de información estadística más enfocadas en describir las características del mercado laboral, como lo es el caso de la Encuesta Continua de Hogares (ECH), estos datos circunscribirían el análisis a un marco estrictamente laboral e impedirían ir más allá de la temática del desempleo; para los autores es importante trabajar con una fuente de información que no condicione el análisis a un sentido estrictamente económico, sino que permita la observancia del lector sobre fenómenos sociales y culturales no contemplados en la ECH, de manera que la continuidad de este estudio se oriente hacia el análisis de los factores que inciden en la calidad de vida de los individuos.

La estructura del trabajo se presenta a continuación. En la primera sección se desarrolla el modelo teórico neoclásico individual para determinar la oferta de horas de trabajo, así como su variante, siendo esta el modelo de decisión familiar cuyo principal exponente es Gary Becker. En el segundo apartado de esta sección se presentan de forma resumida los resultados de investigación que sobre el tema de oferta laboral se han realizado en el ámbito académico nacional y, complementariamente, se exponen algunos de los trabajos desarrollados en Latinoamérica que orientaron la construcción del presente documento. En la segunda sección se efectúa una descripción de la cantidad ofertada de horas según las características socioeconómicas. En el tercer apartado se discuten las implicaciones de la existen-

cia de sesgo de selección, al tiempo que se presenta el modelo Tobit censurado, junto con su especificación. Se introduce el modelo Heckit que corrige el sesgo de selección, seguido de la explicación del modelo de oferta de horas desde una óptica trietápica de estimación. En la cuarta sección se presentan las conclusiones. Bibliografía y anexos cierran este trabajo.

Aspectos teóricos

Tradicionalmente en la teoría económica se ha tratado el factor tiempo como un recurso escaso, y partiendo de este hecho, el individuo realiza una elección personal de las actividades por realizar según su utilidad. La asignación eficiente de este recurso puede darse mientras el tiempo empleado en realizar labores no mercantiles pueda cuantificarse teniendo como referente las actividades mercantiles.

Al respecto, se han presentado diversos estudios sobre las diferentes dimensiones del tiempo, los cuales han permitido la consolidación de un aparato teórico que modela las decisiones racionales de los individuos sobre su asignación temporal. La teoría ocio-consumo, los modelos de decisión familiar o de producción doméstica y la asignación del tiempo de Gary Becker son los enfoques que dan más luz sobre este problema. Complementariamente, el avance en los métodos econométricos y la disposición de nuevas fuentes estadísticas en varios países han propiciado el desarrollo de trabajos regionales concomitantes al modelo de distribución del tiempo; no obstante, para el caso colombiano, los estudios se han concentrado en mayor grado sobre los aspectos concernientes a la participación en el mercado de trabajo, así como en determinantes más generales de la oferta laboral. Para estos enfoques se debe abordar el estudio teniendo como referentes las variables que influyen en el proceso de decisión del individuo de participar en el mercado laboral a cambio de un salario y, en el caso de que la decisión sea positiva, de los determinantes de las horas de trabajo por ofertar, dado que para la mayoría de los individuos en edad óptima el problema no se centra en la opción de trabajar o no, sino en la disposición de trabajar más o menos horas.

La teoría económica

La problemática de la participación en el mercado laboral ha presentado una evolución en sus perspectivas de análisis, pasando de un enfoque macroeconómico a una visión microeconómica. Siendo así, el aspecto tradicional de estudio del mercado laboral parte del análisis de sus diversos agregados, mientras que el nuevo enfoque permite abordar el problema desde el proceso de decisión racional del individuo sobre su participación o no en el mercado de trabajo.

El desarrollo de este nuevo punto de vista sobre la fuerza laboral estimula el estudio de otras dimensiones dentro de esta gran área, haciendo hincapié en las variables sociológicas y económicas de decisión individual, como las siguientes: participación laboral, oferta de trabajo, inversión en capital humano, entre otras.

El enfoque teórico-conceptual de este estudio parte de la teoría microeconómica que, de manera general, presenta un modelo individual donde se examina la oferta de trabajo como resultante de la maximización de la utilidad de un individuo racional, que depende positivamente del grado de asignación para el ocio y el consumo utilizado, teniendo como restricciones el ingreso y el tiempo. Asumiendo que las preferencias del consumidor pueden representarse como una función de utilidad Cobb-Douglas,¹ de manera formal la función de utilidad se expresa como sigue:

$$U(C, L) \tag{1}$$

En este caso, la variable L (ocio) tiene un límite natural comprendido entre 0 y 24 horas. Dada una elección de L , la diferencia $T-L$ indica el tiempo (h) que el individuo destina a trabajar a cambio de un salario W ; las variables L y h satisfacen las siguientes restricciones:

$$0 \leq L \leq T, 0 \leq h \leq T, L + H = T \tag{2}$$

¹ Los autores basan la exposición del modelo ocio-consumo en los trabajos de McConnell, Brue y Macpherson (2003) y Castellar y Uribe (2001).

Las utilidades marginales de los bienes consumo y ocio son crecientes, por lo que su primera derivada es positiva:

$$58 \quad U' C > 0 \quad U' L > 0 \quad (3)$$

En aras de simplificar el análisis, el precio del bien agregado se fija en 1; ello se hace para considerar el salario real y no el nominal, por lo que se dividen las cantidades monetarias (salario y riqueza²) por el precio del bien de consumo.

El conjunto presupuestal del individuo se configura así: en primer lugar, la elección de ocio implica una oferta de trabajo $h=T-L$, que conlleva unos ingresos por trabajo $w(T-L)$. Sujeta a las restricciones de ingreso y tiempo, respectivamente, se tiene:

$$C + wL \leq A + wT \quad (4)$$

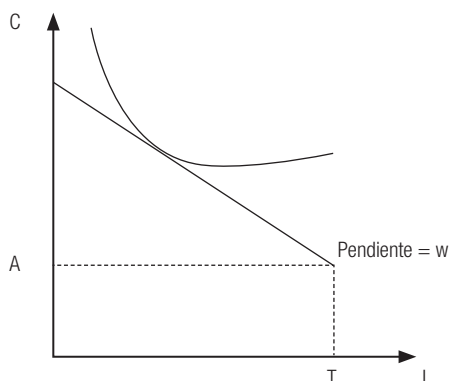
Donde, para la restricción de ingreso, w es la tasa de salario, L es la cantidad de tiempo que el individuo dedica al ocio, A es el ingreso no laboral (o riqueza) y T es el tiempo total del agente. El lado izquierdo de la ecuación representa el gasto del individuo, mientras el lado derecho muestra el valor de la dotación. Esta manera de escribir la restricción muestra que aunque el ocio no tiene precio explícito, sí tiene un costo de oportunidad. Al combinarse ambas restricciones se obtiene la restricción de ingreso potencial:

$$C \leq w(T - L) + A \quad (5)$$

La tarea del individuo es entonces maximizar la función de utilidad sujeta a una restricción presupuestal. Para lograr esta maximización, la curva de indiferencia debe ser tangente a la línea de restricción presupuestal, en cuyo caso tiene una solución interior (figura 1); cuando esto sucede, la tasa marginal de sustitución entre ocio y consumo es igual a la pendiente de la restricción presupuestal, esto es, la tasa salarial.

² Dado que es un modelo estático, la riqueza puede ser interpretada como los ahorros acumulados en el pasado.

Figura 1. Solución interior del modelo: el individuo participa



Fuente: elaboración propia.

Dado que a lo largo de la curva de indiferencia el nivel de utilidad permanece constante, al diferenciar totalmente la función de utilidad, se tiene:

$$U(C, L) = \text{constante}$$

$$\left. \frac{dC}{dL} \right|_{U=\text{CONSTANTE}} = \frac{-\partial U / \partial L}{\partial U / \partial C} = \frac{-U_L}{U_C} = -w \quad (6)$$

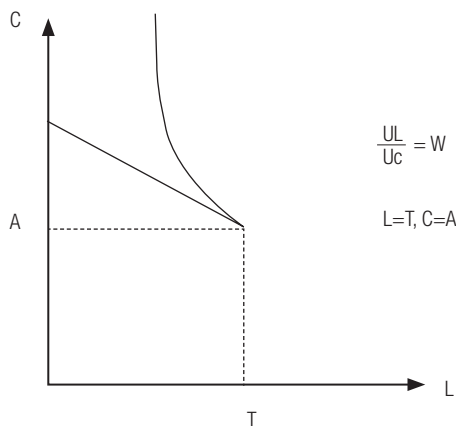
Ante variaciones en la tasa de salarios, se generan dos efectos contrapuestos sobre la oferta de horas trabajadas: un efecto ingreso (negativo) o un efecto sustitución (positivo), lo que indetermina teóricamente la pendiente de la curva de oferta de trabajo, haciendo necesario precizarla de manera empírica. En el momento en que el tiempo total se dedica al ocio, la pendiente de la curva de indiferencia toca la tasa de salario mínimo (w^*),³ por lo que la condición de tangencia presenta al individuo dos tipos de solución: interior (el individuo decide participar en el mercado de trabajo) y no interior (el individuo no participa en el mercado de trabajo).

³ También conocido como *salario crítico o de reserva*. Para ejemplificar el caso colombiano, véase Villa (2006).

60

Respecto a esto último, cabe preguntarse qué sucede cuando el individuo decide no participar en el mercado de trabajo; en este caso: $L = T$ y $C = A$, donde la pendiente de la isocuanta de utilidad coincide con el salario de reserva. Por lo regular, estas soluciones de esquina se dan para niveles de riqueza suficientemente altos, donde el consumidor acaba maximizando su utilidad en la esquina, es decir, destinando todo su tiempo al ocio, siendo su oferta de trabajo nula (figura 2).

Figura 2. Solución no interior del modelo: el individuo no participa



Fuente: elaboración propia.

El individuo no participa, entonces, cuando el salario de mercado (w^m) es menor que su salario de reserva (w^r):

$$h^* = 0, w^m < w^r \tag{7}$$

El modelo predice que un individuo suficientemente rico dedica todo su tiempo al ocio, siendo su única fuente de ingresos la riqueza acumulada. Retomando la solución interior del modelo, resulta interesante derivar las funciones de demanda de consumo y de ocio. Teniendo en cuenta que:

$$C = wL, 2wL = wT + A \tag{8}$$

Las funciones de demanda de ocio y consumo, respectivamente, son:

$$L(w) = \frac{wT + A}{2w}, \quad C(w) = \frac{1}{2}(wT + A) \quad (9) \quad 61$$

Cuando la riqueza inicial es positiva y la solución es interior, la oferta de trabajo del individuo $h(w)$ es creciente en relación con el salario real, puesto que se trata de un problema de optimización con restricciones, lo usual es utilizar multiplicadores de Lagrange:

$$L = U(C, L) + \lambda[(wT + A) - (C + wL)] + \mu(T - w) \quad (10)$$

Las condiciones de primer orden son, a saber:

$$\begin{aligned} U_C(C, L) - \lambda &= 0, \quad U'_C = \lambda \\ U_L(C, L) - \lambda w - \mu &= 0, \quad U'_L = \lambda w + \mu \\ (wT + A) - C &= wL = 0 \end{aligned} \quad (11)$$

La cuasi concavidad de $U(C, L)$ requiere que la curva de indiferencia sea convexa, lo que ocurre si y solo si:

$$\begin{aligned} \frac{d^2 C}{dL^2} &> 0 \\ \frac{d^2 C}{dL^2} &= \frac{U_L \left[2U_{LC} - U_{LL} \frac{U_C}{U_L} - U_{CC} \frac{U_L}{U_C} \right]}{U_C^2} > 0 \end{aligned} \quad (12)$$

Para que la función de utilidad sea cuansicóncava, el determinante del hessiano debe ser mayor que cero:

$$62 \quad \begin{vmatrix} U_{CC} & U_{CL} & U_C \\ U_{LC} & U_{LL} & U_L \\ U_C & U_L & 0 \end{vmatrix} > 0 \quad (13)$$

La solución analítica permite la demostración de la siguiente proposición (Castellar y Uribe, 2001):

$$\mu > 0, w^m < w^r \quad (14)$$

El modelo predice que la utilidad del ocio es positiva cuando el salario de mercado es inferior al salario de reserva, teniendo en cuenta que el agente no participa y, por consiguiente, $L = T$. Matemáticamente, el salario de reserva (w^r) es la tasa marginal de sustitución cuando $L = T$ y $C = A$:

$$w^r = \frac{U'_L}{U'_C} \Bigg|_{\substack{L=T \\ C=A}} \quad (15)$$

Al introducir las condiciones de primer orden:

$$w^r = \frac{\lambda w + \mu}{\lambda} = w + \frac{\mu}{U'_C} = w^r - w^m = \frac{\mu}{U'_C} \quad (16)$$

Puesto que la utilidad marginal del ocio es positiva, queda evidenciado que esto sucede cuando:

$$w^m < w^r \quad (17)$$

Existen algunos aspectos que no son contemplados por los modelos individuales de participación, como las condiciones familiares, la distinción entre labores no remuneradas que de manera indiscriminada se catalogan como “ocio” y la definición de la relación ocio-trabajo como complementaria. Como resultante de estas

observaciones, se ha dado paso a nuevos modelos que amplían el marco tradicional de análisis. La importancia radica en la perspectiva que ofrecen sobre el papel de los diferentes miembros de la organización laboral, dando origen a diferentes escenarios del proceso de decisión del individuo dentro de la unidad familiar.⁴

Para el caso de los modelos de decisión familiar, el problema busca la maximización de la función de utilidad de cada miembro de la organización, sujeta a las restricciones de tiempo e ingreso; lo anterior, de manera conjunta, formalmente se indica:

$$U = u(L_1 \dots L_n, C_1 \dots C_n) \quad (18)$$

Y además se encuentra sujeta a:

$$\sum_{i=1}^m P_i C_i = \sum_{j=1}^n W_j L_j + IN \quad (19)$$

Donde P_i es el precio del i -ésimo bien consumido, C_i es el consumo de la familia en el i -ésimo bien, W_j es la tasa de salario del j -ésimo miembro de la familia, L_j son las horas trabajadas por el j -ésimo miembro de la familia e IN es el ingreso no laboral total.

Los aspectos teóricos esenciales de la tasa de participación que derivan del modelo referido plantean cuatro escenarios para el trabajador: 1) caso del trabajador alentado, en el que un incremento de la tasa de salario esperada (w^*) encarecería el costo de oportunidad de la población inactiva, por lo que aumentaría la participación laboral de los trabajadores secundarios; 2) caso del trabajador desalentado, que se presenta cuando caen los salarios esperados y disminuye la participación laboral de otros miembros del hogar; 3) caso del trabajador excedente, para quien una mejora continua en el ingreso total del hogar genera un efecto ingreso sobre el ocio, que reduciría la participación de los trabajadores secundarios, y 4) caso del trabajador adicional, que se da cuando caen los ingresos familiares, por lo que la participación laboral secundaria de la familia crece (López, 1996).

4 Pese a que el modelo desarrollado en este trabajo sigue la teoría tradicional del modelo ocio-consumo, se presentan algunas variantes que posibilitan diferentes campos de investigación.

Lo anterior permite cotejar la relación entre desempleo y participación, observándose que en momentos de auge o crecimiento económico los salarios esperados aumentan, mientras que en momentos de crisis estos disminuyen; no obstante, nada puede aseverarse sobre la dirección que tomará la oferta laboral ante estos cambios, pues la baja participación laboral puede estar justificada por diferentes motivos, escondiendo en algunos casos el fenómeno del desempleo.

Al presentarse en el individuo una natural tendencia asociativa, la importancia de efectuar un análisis de oferta de trabajo que contemple un contexto de unidad familiar es incuestionable, al revelar el papel que desempeña cada individuo de la familia en las decisiones de los restantes miembros del hogar, que de manera conjunta buscan mejorar su nivel de utilidad. La distinción entre trabajadores principales y secundarios, así como su análisis de participación según los criterios de rango dentro de la organización familiar, cantidad de hijos pequeños, estado civil, entre otros, permiten dar mayor grado explicativo sobre el comportamiento y direccionamiento de la fuerza laboral.⁵

Pese a que la existencia de funciones de utilidad familiares captura variables relevantes en las decisiones de oferta laboral, estas se basan en un conjunto de decisiones individuales, por lo que no se hallan exentas de conflictos intrafamiliares que pueden disolver la organización. Los modelos de negociación de la conducta familiar⁶ presentan algunas alternativas sobre las decisiones familiares de oferta de trabajo, que de manera general se basan en un sistema de teoría de juegos.

El estudio de las unidades familiares puede hacerse desde el enfoque de la nueva teoría de consumo, que propone a las unidades domésticas como consumidoras de bienes de mercado y productoras de bienes del hogar. Las características principales del enfoque son: 1) incrementan el conjunto de restricciones que operan en las economías domésticas y 2) reevalúan el supuesto en el que los bienes y servicios de mercado son la fuente directa de la utilidad. Así, Lancaster postula que el vector de bienes X , comprado en el mercado al vector de precios P , se transforma por alguna función $Z = g(X)$, en la cual los atributos Z producen

5 Para ampliar este tema, véase Gronau (1991).

6 Para una mayor disertación puede consultarse Horney y McElroy (1978), Manser y Brown (1979), McElroy y Horney (1981), Brown (1985) y Grossbard-Sechtman (1984).

alguna utilidad. Aunque Becker (1965) y Lancaster (1966) apoyan este postulado, difieren en cuanto a la naturaleza del proceso de elaboración de los productos.⁷

Tanto para los modelos individuales como familiares, la importancia del uso eficiente del tiempo y su mejor asignación se encuentra sujeta de igual manera a la cantidad de alternativas disponibles para su uso. De manera general, los hombres dividen su tiempo entre el mercado y el ocio, mientras que para el caso de las mujeres se observan más alternativas para su tiempo, como el trabajo en el mercado laboral, el trabajo en el hogar y el ocio. A partir de este enfoque puede adentrarse en los modelos de asignación temporal, cuyo principal expositor se encuentra en Becker (1965).⁸ Para este autor, los objetos de decisión “consumo” y “ocio” no son bienes, sino “productos” o “actividades” que se combinan para producir más artículos básicos, que son los que entran a definir las funciones de utilidad. Según lo anterior, la función de utilidad familiar está dada por:

"De manera general, los hombres dividen su tiempo entre el mercado y el ocio, mientras que para el caso de las mujeres se observan más alternativas para su tiempo, como el trabajo en el mercado laboral, el trabajo en el hogar y el ocio".

$$U = (Z_1 \dots Z_n) \quad (20)$$

Donde Z_i son los productos o actividades que se obtienen por combinar bienes de mercado y tiempo dentro de las organizaciones familiares. A su vez, Z_i viene dada por la función de economía doméstica:

$$Z_i = f_i (C_{1i} \dots C_{ni}, L_{1i} \dots L_{ni}) \quad (21)$$

7 Becker sostiene que los bienes que son utilizados para la obtención de un producto no pueden emplearse para la elaboración de otro, es decir, descarta la producción conjunta; mientras Lancaster supone una conjunción en la cual los costes de producción no pueden ser distribuidos de forma única.

8 Para mayor ampliación del tema de los modelos de asignación temporal, y en general del trabajo desarrollado por Becker, puede consultarse también Febrero y Schwartz (1997).

Para la cual C_{ci} es un vector de los bienes de consumo_c utilizados para elaborar el producto_i y L_{Li} es un vector de los factores productivos tiempo para conseguir Z_i . La maximización de esta utilidad se encuentra sujeta a la restricción presupuestaria habitual:

$$PC = R + \sum_i W_i H_i \quad (22)$$

Donde P es el precio de una unidad del bien compuesto, R es el vector de los ingresos no laborales de la familia y W_i y H_i son el salario y el tiempo del miembro_i de la familia.

Estos modelos de asignación del tiempo brindan una explicación detallada de los diferentes usos que se pueden dar al tiempo libre o no mercantil, permitiendo así profundizar en el conocimiento de la conducta de los miembros de la familia en un contexto ajeno al mercado laboral.

Estado de la discusión

Los autores no hallaron estudios regionales que traten de manera concreta la temática de la oferta de horas de trabajo, por lo que se parte en un principio de los estudios existentes sobre participación y oferta laboral para identificar dentro de sus determinantes aspectos que incidan en la decisión de ofrecer más horas de trabajo y, seguidamente, se exponen los trabajos que, pese a no producirse en el contexto nacional, sirvieron de base para desarrollar el análisis de oferta de horas de trabajo para Colombia.

Siguiendo el esquema evolutivo de análisis del mercado de trabajo, se encuentran, según el enfoque macroeconómico, los estudios de Londoño (1987), Maldonado y Guerrero (1987), Ayala (1987) y López (1996), los cuales presentan importantes avances sobre los determinantes de la participación laboral según sus agregados. No obstante, para el desarrollo de esta investigación se toman como punto de partida los fundamentos conceptuales de la teoría microeconómica; al respecto, destacan los trabajos de Ribero y Meza (1997), Tenjo y Ribero (1998), López (2001), Santa María y Rojas (2001a y 2001b), Castellar y Uribe (2001), Arango y Posada (2002) y Arango, Posada y Charry (2003).

En lo concerniente a la participación laboral y su relación con el desempleo, López (1996) presenta un modelo econométrico que permite contrastar los efectos del trabajador alentado, desalentado, excedente y adicional para las cuatro principales ciudades de Colombia, utilizando como fuente de información la muestra de las encuestas de hogares y la base de datos censales suministrada por el DANE. Ya para el 2001, el mismo autor avanza en esta temática al efectuar algunas consideraciones teóricas y de política sobre la creciente incidencia de la participación laboral en el alza de las tasas de desempleo nacionales; atribuye lo anterior a la crisis económica de 1998, al alza de los salarios reales de los años noventa y al incremento del fenómeno del trabajador adicional. Para mirar la relación entre la oferta laboral y la dinámica del desempleo, López se basa en el estudio de Santa María y Rojas (2001a), los cuales desarrollaron un modelo de elección discreta tipo *logit*, utilizando como fuente la Encuesta Nacional de Hogares (ENH). Concluye con la presentación de algunos escenarios futuros en los que un crecimiento económico elevado y la implementación de ambiciosas políticas educativas pueden conducir a la reducción del desempleo nacional.

Como lo menciona López (2001), Santa María y Rojas (2001a) describen en su estudio la dinámica de la participación laboral en Colombia de 1983 al 2000, al presentar evidencia empírica acerca de la hipótesis del trabajador adicional, siendo la entrada de mujeres el factor incremental de la tasa de desempleo. Para el mismo año, Santa María y Rojas (2001b) complementan el estudio referido al proporcionar elementos en materia de adaptabilidad laboral que permitan generar condiciones favorables para la absorción de choques externos sobre la economía nacional.

El estudio de Ribero y Meza (1997) estima modelos cuantitativos tipo *probit* que permiten la identificación de las principales variables que determinan la participación de hombres y mujeres en la fuerza laboral colombiana desde el año 1976 hasta 1995. Un año después, Tenjo y Ribero (1998) realizan un artículo sobre la incidencia y duración del desempleo a partir del análisis del funcionamiento y del mercado laboral. Los autores utilizan los conocidos modelos *probit* para las ecuaciones de participación y desempleo y plantean una función de riesgo tipo Weibull para la ecuación de duración. Los resultados permiten confirmar la mayor elasticidad de la oferta de los trabajadores secundarios y encuentran una importante diferencia entre en los determinantes y la estructura de la participación laboral y el desempleo, según los grupos de personas investigadas.

Castellar y Uribe (2001) elaboran un ensayo para el área metropolitana de Cali en 1998 sobre los determinantes de la participación laboral. Con base en la información de la ENH validan empíricamente el desarrollo teórico del problema, al implementar un modelo de elección binaria que toma como variables dependientes el salario esperado (explicado por la educación y la experiencia) y el salario de reserva (explicado por la posición en el hogar y el sexo). Los resultados obtenidos se aproximan a los encontrados a nivel nacional en los trabajos de Ribero y Meza (1997) y Tenjo y Ribero (1998), revelando que los jefes de hogar tienen una probabilidad de participar 19 % mayor que los no jefes y los hombres un 20 % superior frente a las mujeres.

Para el siguiente año, Castellar y Uribe continúan su trabajo al contrastar un modelo microeconómico de participación con un componente macroeconómico de manera simultánea. Se parte de un modelo de probabilidad lineal (MPL) que se desarrolla en tres etapas. El componente microeconómico se explica en las variables que son inducidas por las decisiones individuales y asociadas con el hogar (educación, experiencia, ingreso del resto de los miembros), mientras que la naturaleza macroeconómica es común a todos los individuos (TGP). Los resultados aceptan la hipótesis de que los aumentos de participación se explican por el ingreso de las mujeres al mercado de trabajo; también se propone que el efecto macroeconómico es procíclico de acuerdo con el diferencial del PIB local y el crecimiento de la fuerza de trabajo.

Una ligera variación al análisis de la participación laboral en Colombia es el estudio de Arango y Posada (2002), que además de efectuar una estimación econométrica para cuatro categorías potenciales de miembros del hogar (mujeres comprometidas y no comprometidas y hombres comprometidos y no comprometidos), utilizando la ENH entre 1984-I y 2000-IV, pronostica su participación. Los resultados obtenidos muestran diferencias significativas entre los grupos de estudio, así como los efectos positivos de la tasa de desempleo de otros miembros del hogar, la edad y el nivel educativo alcanzado sobre la participación de los hogares, mientras que el principal efecto negativo es la riqueza de los hogares. Entre las deficiencias del modelo se da que en términos de signo y significancia de los coeficientes es poco adecuado para los hombres no comprometidos y menos aún para los comprometidos; como instrumento de pronóstico parece deficiente en el grupo de mujeres comprometidas. Este estudio es reevaluado en el 2003 por Arango, Posada y Charry, al tomar como muestra la Nueva Encuesta Continua de Hogares del DANE; no obstante, los hallazgos son similares a los del anterior estudio.

Por otro lado, al explorar el desarrollo de la literatura científica sobre economía laboral aplicada en otros países de Latinoamérica, se observan realidades similares que posibilitan el desarrollo u homologación de trabajos realizados en esas regiones para Colombia. En esta medida, los autores han tomado como referentes varios estudios que trataron de manera específica el análisis de la oferta de horas de trabajo y que orientaron la construcción de este documento.

Se parte entonces del estudio desarrollado en Perú por Yamada (2005), en el cual se aborda una dimensión poco tratada dentro del área de la economía laboral: la cantidad efectiva de horas trabajadas, con el ánimo de observar su relevancia dentro de los niveles de evolución y bienestar de los hogares. En una primera parte el autor presenta una caracterización socioeconómica de los trabajadores en el Perú, para lo cual establece bajo su criterio un umbral de 60 horas semanales para determinar qué individuos ofrecen más o menos horas de trabajo y, de esta manera, efectuar un primer diagnóstico del efecto de la jornada laboral sobre la calidad de vida del individuo. Partiendo de la teoría microeconómica convencional y de los datos de varias encuestas de hogares entre 1985 y 2002, la parte empírica del trabajo se basa en el equilibrio del mercado laboral de Murphy y Welch (1990) para estudiar el signo de los comovimientos de las horas trabajadas y las remuneraciones reales por hora según su género, estado civil, edad y nivel educativo, dentro de cuatro escenarios posibles. Los resultados indican una fuerte consistencia entre la evidencia empírica y los resultados econométricos, que arrojan una pendiente negativa para la oferta de horas de trabajo en el Perú urbano, así como para la hipótesis de que ante reducciones en el pago por hora, los trabajadores deciden ofertar más horas para mantener su capacidad adquisitiva relativamente invariable. Este estudio constituye el punto de partida para el desarrollo del análisis de la oferta de horas de trabajo para Colombia.

Para el caso de Paraguay, Fernández (2000) evalúa los factores determinantes de la oferta de trabajo de los individuos con el fin de analizar las implicancias del modelo clásico de oferta de trabajo. Después de exponer los problemas econométricos derivados del sesgo por selección, el autor se basa en la metodología propuesta por Heckman (1979) para llevar a cabo una estimación en dos etapas: en la primera se estima la ecuación de participación en el mercado laboral y en la segunda la de las horas trabajadas. En términos generales, se concluye que la probabilidad de que una persona esté empleada aumenta según su nivel de educación, edad y si se es jefe de hogar; de igual manera, los resultados también

confirman para todos los individuos que el efecto ingreso de un incremento real en el salario es mayor que el efecto sustitución (*backward bending*).

En Uruguay, Bucheli y Spremolla (2000) desarrollaron un documento de trabajo en el cual analizan los determinantes de la participación y de las horas trabajadas en el mercado laboral por los estudiantes de la Universidad de la República. El estudio utiliza una muestra ponderada de la ECH relevada por el INH a lo largo de 1998. Después de emplear el procedimiento en dos etapas, propuesto por Heckman (1979), realizan la estimación de la oferta de trabajo utilizando un modelo *probit*. Los resultados obtenidos indican la alta correspondencia positiva entre la edad y la cantidad de horas ofertadas de los estudiantes; el ser jefe de hogar y el salario también contribuyen a explicar la decisión de trabajar y su intensidad.

Análisis descriptivo de la oferta de horas: un análisis socioeconómico

A continuación se realiza un análisis descriptivo de las horas trabajadas según algunas características socioeconómicas que proporciona la encuesta. En la tabla 1 se observa que, en promedio, los hombres ofertan un poco más de horas de trabajo a la semana que las mujeres, lo que indica una mayor participación relativa del género masculino dentro del mercado laboral. Respecto a la edad, se divide la población en los tres principales grupos: 12-24, 25-45 y 46-66 años. Al respecto, se observa que la mayor oferta de horas se concentra en el segundo grupo (25-45 años de edad), lo que evidencia la posible preferencia del mercado de trabajo por una mano de obra con experiencia laboral.

Tabla 1. Oferta de horas promedio según género y edad

	Características	Promedio de horas trabajadas a la semana
Género	Hombres	47,65
	Mujeres	40,31
Edad	12-24	41,05
	25-45	46,34
	46-66	43,71

Fuente: elaboración propia.

Con el fin de profundizar en el análisis descriptivo, se divide la población entre aquellos individuos con jornadas excesivas de trabajo e individuos con jornadas normales de trabajo. Ciertamente, la definición de una jornada “excesiva” o “normal” de trabajo viene siendo bastante subjetiva. Los autores han seleccionado como el umbral 60 horas semanales. La razón para escoger este límite se basa en el hecho de que representa un 25 % de exceso sobre el máximo número de horas de trabajo semanales establecido por la legislación laboral, esto es, 48 horas.⁹

A diferencia del estudio de Yamada (2005) realizado en Perú, en Colombia las jornadas excesivas de trabajo son un fenómeno relativamente minoritario; solo el 14,6 % de la población labora jornadas excesivas (más de 60 horas/semana), mientras que el 85,4 % trabajan jornadas menores de 60 horas a la semana. Este hecho indica que para la mayoría de los individuos que participan en el mercado laboral no se dan las condiciones o no se tienen los incentivos para dedicar más de 10 horas diarias a actividades laborales.

Una caracterización socioeconómica de los individuos según la cantidad ofertada de horas (más de 60 horas/semana y menos de 60 horas/semana) encuentra evidencia que apoya los resultados encontrados en el modelo microeconómico. Un ejemplo de este hecho se da para los individuos jefes de hogar, los cuales tienen jornadas excesivas en mayor relación que los no jefes (17,7 % y 11,3 %, respectivamente). Este resultado muestra la mayor responsabilidad del jefe de hogar en la manutención de la familia, al considerarse al individuo cabeza de familia como la mayor fuente de los recursos del hogar.

De igual manera, resulta interesante lo encontrado para los individuos con un segundo trabajo, toda vez que los que tienen un trabajo adicional ofrecen más horas de trabajo en promedio (15,1 %) respecto a los que tienen un único trabajo (10,1 %). Podría pensarse que la anterior regularidad empírica reside en aquellos individuos cuyo objetivo es compensar los bajos ingresos provenientes del trabajo principal. Se observa que los individuos con dos trabajos se emplean en empresas con un grado de formalidad relativamente bajo, respecto a aquellos individuos con un solo trabajo dentro del sector formal que cuentan con una jornada laboral completa.

Si se analiza la condición del contrato escrito dentro del grupo con jornadas excesivas de trabajo (más de 60/semana), se encuentra un grado de correlación con aquellos trabajadores que tienen dos trabajos. Los trabajadores que cuentan con la

9 El trabajo de Yamada (2005) emplea igualmente este criterio.

formalidad del contrato escrito ofrecen menos horas de trabajo que aquellos que tienen un contrato no formal. Lo anterior evidencia el alto grado de informalidad en el que se encuentran los individuos que tienen dos trabajos y que carecen de un contrato escrito (tabla 2).

Tabla 2. Trabajadores con y sin jornadas excesivas de trabajo según existencia de contrato escrito y segundo trabajo

	Atributo	Participación de trabajadores con menos de 60 horas/semana (%)	Participación de trabajadores con más de 60 horas/semana (%)
¿Tiene segundo trabajo?	Sí	84,9	15,1
	No	89,9	10,1
¿Tiene contrato escrito?	Sí	88,3	11,7
	No	82,8	17,2

Fuente: elaboración propia.

Una variable altamente relevante para el análisis es el tamaño de la empresa. Se observa que el porcentaje de trabajadores con jornadas superiores a 60 horas/semana son mayores en las microempresas (2-5 trabajadores), con una participación del 19,1 % en comparación con empresas de más de 50 trabajadores (12,5 %). Esta

característica se da en la medida en que los factores productivos trabajo y capital (equipo tecnológico) y algunos condicionantes externos (requerimientos legales) limitan en gran medida la productividad de las pequeñas empresas, por lo que estas deben recurrir a la eficiencia vía extensión de la jornada laboral.

Se tiene entonces que los “buenos trabajos”, con salarios adecuados a las necesidades del individuo, estarían asociados con las grandes empresas que se encuentran dentro de la formalidad laboral; mientras que los “malos trabajos” se ubican en la informalidad (empresas pequeñas), que obligan al individuo a ofrecer horas de trabajo muy por encima de la jornada normal, todo esto con el fin de compensar sus bajos ingresos (tabla 3).

"Se tiene entonces que los 'buenos trabajos', con salarios adecuados a las necesidades del individuo, estarían asociados con las grandes empresas que se encuentran dentro de la formalidad laboral".

Tabla 3. Trabajadores con y sin jornadas excesivas de trabajo según tamaño de la empresa

Tamaño de la empresa (personas)	Participación de trabajadores con menos de 60 horas/semana (%)	Participación de trabajadores con más de 60 horas/semana (%)
1	86,5	13,5
2-5	80,9	19,1
6-10	85,8	14,2
11-49	88,4	11,6
50-249	87,4	12,6
250 o más	87,5	12,5

Fuente: elaboración propia.

Al centrar el análisis en los diversos sectores económicos, se encuentra evidencia empírica que va en la misma dirección de los resultados anteriores y que condensa la afirmación según la cual, los trabajadores con excesivas jornadas de trabajo se encuentran ubicados en puestos que no reúnen las mejores condiciones laborales. En efecto, sobresale el sector comercio con la mayor participación relativa de trabajadores que superan las 60 horas/semana de trabajo; en contraste, los individuos que laboran en el sector financiero son los que revelan menos jornadas excesivas de trabajo, situación atribuible en gran medida a que este sector opera totalmente dentro de la formalidad y es intensivo en equipamiento tecnológico, lo que genera una mayor productividad vía adquisición de activos (tecnología). Esta situación resulta altamente coherente con la realidad colombiana, en la cual la fase de expansión económica observada obedece en alta medida al proceso de “tercearización”, sustentada en el aumento de la participación de los sectores de servicios personales, financieros y del Gobierno (tabla 4).

"Mientras que los 'malos trabajos' se ubican en la informalidad (empresas pequeñas), que obligan al individuo a ofrecer horas de trabajo muy por encima de la jornada normal, todo esto con el fin de compensar sus bajos ingresos".

Tabla 4. Trabajadores con y sin jornadas excesivas de trabajo según sector económico

Sector económico	Participación de trabajadores con menos de 60 horas/semana (%)	Participación de trabajadores con más de 60 horas/semana (%)
Primario	91,2	8,8
Reciclamiento	87,9	12,1
Electricidad, gas y agua	88,6	11,4
Construcción	90,9	9,1
Comercio	79,2	20,8
Financiero	94,1	5,9
Servicios	84,4	15,6

Fuente: elaboración propia.

Como último punto, se analiza la correlación existente entre los deciles de ingreso per cápita y el porcentaje de trabajadores con jornadas extenuantes. Como era de esperarse, en los deciles de más altos ingresos la participación de trabajadores con jornadas excesivas es mayor en comparación con los deciles más bajos. En la tabla 5 puede apreciarse cómo a medida que descenden los deciles de ingreso esta participación disminuye, apoyando la hipótesis de una función de oferta con pendiente negativa para este grupo minoritario de trabajadores, para los cuales el efecto ingreso domina el efecto sustitución, es decir, donde a menor remuneración por hora, se sustituye ocio por ingreso con el fin de compensar lo bajo de este.

Tabla 5. Trabajadores con y sin jornadas excesivas de trabajo según decil de ingreso per cápita

Decil de ingreso per cápita	Participación de trabajadores con menos de 60 horas/semana (%)	Participación de trabajadores con más de 60 horas/semana (%)
1	89,8	10,2
2	86,0	14,0
3	82,0	18,0
4	80,8	19,2
5	79,7	20,3
6	77,2	22,8
7	78,4	21,6
8	78,7	21,3
9	81,2	18,8
10	71,6	11,6

Fuente: elaboración propia.

Dado que la pendiente de la función de oferta de horas de trabajo depende de dos efectos, el efecto sustitución y el efecto renta, podría decirse que en el grupo con exceso de oferta de horas prima el efecto sustitución, teniendo, por ende, una curva de oferta con pendiente positiva; entre tanto, en el grupo de trabajadores con jornadas de trabajo normales (los cuales son la mayor proporción de la población ocupada), el efecto renta estaría dominado por el efecto sustitución.

Estimación econométrica

En este apartado se construye y se estima un modelo econométrico que da cuenta del número de horas que un individuo ofrece en el mercado de trabajo, utilizando la información de la ECV de 2003, en la que se encuentra, además de los datos sobre las horas trabajadas, información concerniente a las características socioeconómicas de los individuos.

Enfrentar el sesgo de selección: siguiendo la metodología de Heckman

Al ser el principal objetivo de este trabajo construir de un modelo de la oferta de horas trabajadas por el individuo, es necesario recordar un rasgo inherente a la variable dependiente: la censura. Al respecto, el profesor Muro anota:

Una muestra censurada se presenta en una situación en la que la muestra escogida es representativa del conjunto de la población (y por lo tanto de la distribución que la representa), pero la información disponible en la muestra sobre la variable relevante solo está disponible para un subconjunto de la población, ya que el resto de la información está censurada. (2003, p. 85)

La información utilizada presenta entonces una censura en la variable “horas de trabajo”, toda vez que se observan sus valores para un subconjunto de la población (los individuos empleados), mientras que el resto de las variables del

modelo sí se tienen para todos los individuos.¹⁰ Expresado de otra manera, la muestra excluye información de oferta de trabajo de aquellas personas que poseen un elevado salario de reserva y que, por lo tanto, no participan en el mercado de trabajo, situación que configura el llamado *sesgo de selección*. En este caso, la falta de representatividad de la variable “horas de trabajo” más que un fenómeno poblacional sería muestral. Cabe anotar que en esta situación la censura tiene un límite inferior, en el que un salario de mercado inferior al del salario de reserva determina si el individuo se emplea o no.

El origen del sesgo partiría del hecho de que no existe información de las horas trabajadas de las personas que están desempleadas a voluntad, dado su alto salario de reserva, por lo que el problema radica en que el salario de reserva es una variable no observable¹¹ y, por lo tanto, no se aprecia en los datos estadísticos. En este caso el sesgo de selección se debe en gran parte al hecho de no poder observar a los individuos que poseen el salario de reserva más alto o que tienen menor costo de oportunidad de permanecer desempleados, o cuyas características de capital humano les dificulta acceder a un puesto de trabajo. Cuando se excluyen a individuos del universo, y estos tienen las mismas características que aquellos incluidos en la muestra, la exclusión no es un problema;¹² sin embargo, es muy probable que lo anterior no se cumpla cuando el desempleo se debe a la falta de capital humano del cesante o aspirante requerido por un empleador.

Puesto que se desea analizar la oferta de horas real en la economía, es necesario considerar la muestra completa, es decir, incluir también a aquellos individuos que desean ofrecer horas, pero que por distintas razones no participan. Este tipo de modelos supera aquellos que solo consideran la información de los individuos que ofrecen horas, toda vez que explica los motivos que llevan a ofrecer o no horas de trabajo.

Por lo anterior, se requiere estimar el modelo de determinantes de horas corrigiendo el sesgo de selección, pues, de no hacerlo, la estimación del modelo arrojaría sesgo en las estimaciones como consecuencia de que la selectividad es

10 Aunque la muestra es representativa para salarios de mercado inferiores al de reserva, la información para la variable relevante aparece como ceros.

11 La cual está en función de variables observables como el género, el estado civil y otras variables de capital humano.

12 Tampoco constituye un problema cuando las personas excluidas están distribuidas en forma aleatoria tanto dentro como fuera de la muestra (Perlbach y Calderón, 1998).

equivalente a omitir información relevante en el modelo. El sesgo de selección en sí mismo origina un problema que se sitúa en la estadística: los datos sobre los individuos que ofrecen horas de trabajo excluyen una parte de la población económica activa (PEA), con lo que se tiene una regresión con datos censurados. Expresado de otra manera, las estimaciones basadas solo en los datos de los individuos que están empleados no lo hacen utilizando una muestra representativa de la población total. Si las características de los individuos que trabajan difieren de aquellos que no lo hacen, es necesario tener en cuenta estas diferencias en el momento de obtener estimadores consistentes del modelo de horas trabajadas.¹³

Modelos censurados: el modelo *tobit*

Un caso particular de censura se presenta cuando la variable dependiente Y_i , en este caso “horas de trabajo”, toma el valor de cero para gran parte de la población y es continua para los valores positivos que toma la variable latente Y_i^* , estando esta última relacionada con las explicativas (Cabrer *et al.*, 2001). Para este escenario particular, el modelo *tobit* está diseñado para variables dependientes con soluciones de esquina.

Desde los supuestos del planteamiento de un modelo de regresión lineal múltiple, el modelo *tobit* se expresa de la siguiente forma:

$$Y^* = X\beta + u \quad (23)$$

Donde X es la matriz que contiene los determinantes de la oferta de trabajo. El modelo (23) introduce los siguientes supuestos:

- El modelo está bien especificado, es decir, no hay omisión de variables determinantes ni ingreso de regresores superfluos.

13 Algunos autores —como Ribero y Meza (1997)— sugieren que el modelo de oferta de horas de trabajo consta de dos etapas, dado que se requiere corregir el sesgo de selección. Sin embargo, algunos investigadores anotan que no solo el sesgo es al que se debe poner atención, sino también al problema de endogeneidad de los salarios, lo cual requiere de una estimación en tres etapas como se explica más adelante.

- Las variables son fijas en el muestreo.
- El término de perturbación u se distribuye $N(0, \sigma^2)$.

78 La esperanza y la varianza de la variable latente Y_i^* vienen dadas por:

$$E(Y_i^* | X_i) = E(X_i \beta) + E(u_i) = X_i \beta, \quad (24)$$

$$\text{var}(Y_i^*) = \sigma^2$$

En consecuencia:

$$Y_i^* \sim N(X_i \beta, \sigma^2) \quad (25)$$

Dado que la variable está censurada, es necesario conocer el modo en que la censura se aplica:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & Y_i^* > 0 \text{ empleados} \\ 0 & Y_i^* \leq 0 \text{ desempleados o inactivos} \end{cases} \quad (26)$$

Donde:

Y_i^* : es la variable latente en función de las características del individuo.

Y_i : es la variable observada que entra como regresión en el modelo de horas.

Especificación

Al recordar que la densidad de Y dado X es la misma que la de Y^* dado X para los valores positivos, y teniendo en cuenta que:

$$P(Y = 1 | X) = P(Y^* > 0 | X) = P(X\beta + u > 0 | X) = P(u > -X\beta | X) = P\left(\frac{u}{\sigma} > \frac{-X\beta}{\sigma} | X\right)$$

$$= \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right) = P_i,$$

$$\begin{aligned}
 P(Y = 0|X) &= P(Y^* < 0|X) = P(X\beta + u < 0|X) = P(u < -X\beta|X) = P\left(\frac{u}{\sigma} < \frac{-X\beta}{\sigma} \middle| X\right) \\
 &= \Phi\left(\frac{-X\beta}{\sigma}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right) = 1 - P_i
 \end{aligned} \tag{27}$$

79

El valor esperado de la variable Y_i^* , condicionado a los valores de las variables X_i , es:

$$E(Y^*|X) = 0 \left(1 - \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right)\right) + 1 \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right) \tag{28}$$

La segunda etapa de la especificación del modelo *tobit* censurado consiste en asignar un valor positivo a la variable Y_i , una vez que a la variable Y_i^* se le ha asignado un valor mayor que cero a través de un modelo *probit* (Cabrer *et al.*, 2001). A continuación se especifica un modelo con el subconjunto de observaciones cuya variable dependiente sea no nula, colocándola en función de la matriz de características mediante la ecuación (23). Puesto que en la estimación se utiliza una parte de la muestra, y teniendo en cuenta los resultados de la primera etapa, se configura una regresión condicionada (el valor esperado de la oferta).

$$E(Y|Y > 0, X) = X\beta + E(u|u > -X\beta) \tag{29}$$

Si u se distribuye $(0,1)$,

$$\begin{aligned}
 E(Y|Y > 0, X) &= E(Y|Y > 0, X_i) = X\beta + E[(u/\sigma)|(u/\sigma) > -X\beta/\sigma] \\
 &= X\beta + \frac{\sigma\phi(X\beta/\sigma)}{\Phi(X\beta/\sigma)}
 \end{aligned} \tag{30}$$

Donde ϕ y Φ son, respectivamente, las funciones de densidad de probabilidad y de distribución de una variable aleatoria $N(0,1)$.

$$E(Y|Y > 0, X) = X\beta + \sigma\lambda(X\beta/\sigma),$$

$$\lambda(X\beta/\sigma) = \frac{\phi(X\beta/\sigma)}{\Phi(X\beta/\sigma)} = \text{ratio de Mills} \quad (31)$$

El primer sumando del segundo factor, $X_i\beta$, mide el valor estimado mediante el ajuste de las observaciones no censuradas. El inverso de la *ratio* de Mills¹⁴ es la esperanza de la variable del lado derecho condicionada a que las observaciones no estén censuradas. Tenemos entonces que si realizamos estimaciones del modelo *tobit* por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), empleando solo las observaciones para las que $Y > 0$, omitiendo los ceros, obtendríamos un estimador sesgado e inconsistente de β dado que omitiríamos la *ratio* de Mills que está correlacionado con X .

El modelo de selectividad

Se puede considerar una generalidad del modelo *tobit*, introducido por Heckman (1979), también conocido como *modelo heckit*. El estimador *heckit* (el cual es consistente con los parámetros de interés) se realiza en dos etapas. En la primera se estima el modelo *tobit* censurado (para el caso de oferta de horas, en otros casos puede ser un *probit*). A partir del modelo de la etapa 1, se obtienen los valores de las variables de la función de distribución $\Phi(X\beta/\sigma)$ y de la función de densidad $\phi(X\beta/\sigma)$, con las cuales se construye la *ratio* de Mills. Se estima por MCO el modelo de horas trabajadas, incluyendo como regresor a la *ratio* de Mills, cuyo modelo se representa mediante:

$$Y = X\beta + \sigma\lambda + u \quad (32)$$

La existencia de sesgo muestral consiste en contrastar en la segunda etapa la hipótesis nula de que el parámetro del regresor de la *ratio* de Mills es nulo. Se debe recalcar que en ambas etapas debe cumplirse, por motivos de identificación, que

14 De aquí en adelante, se entenderá el inverso de la *ratio* de Mills, como *ratio* de Mills.

al menos un regresor de la primera etapa no se encuentre entre los regresores de la segunda etapa.¹⁵

Estimación del modelo de oferta de horas de trabajo

El planteamiento del modelo empírico es el siguiente:

$$H = \beta X + \delta W + \varepsilon \quad (33)$$

Donde X es el vector de características del individuo y del hogar y W es el salario, siendo H el número de horas ofertadas en el mercado laboral. Se observan dos problemas en el anterior modelo. El primero se refiere al hecho de que no se aprecian horas para los desempleados. Como respuesta surge el modelo *heckit*, el cual tiene en cuenta el sesgo de selección muestral, jerga econométrica que se refiere a la situación en que los datos están censurados por un mecanismo aleatorio diferente al que rige el comportamiento de las observaciones no censuradas. Se configura entonces una estimación del modelo de Heckman bietápico, el cual, como se menciona más arriba, requiere dos etapas. Sin embargo, existe una segunda crítica que puede hacerse al anterior planteamiento: en la ecuación de oferta de horas aparece una variable determinante como el salario. La literatura sugiere que es necesario estimar un modelo de oferta de horas mediante tres etapas que solucionan los problemas de sesgo de selección y endogeneidad de los salarios. Sea la ecuación de horas ofertadas:

$$H^* = \beta X + \delta W + \varepsilon ,$$

$$H = \begin{cases} 1 & H^* > 0 \\ 0 & H^* \leq 0 \end{cases} \quad (34)$$

¹⁵ Para el desarrollo de este modelo los autores se basaron en Muro (2003).

Por su parte, la ecuación de salarios se define de la siguiente manera:

$$W = \alpha Z + U \quad (35)$$

82

Primera etapa

En una primera etapa se estima un modelo de la probabilidad de estar empleado, lo que permite conocer el proceso que rige la censura. Para ello, se sustituye $W = \alpha Z + U$ en la ecuación de horas ofertadas, teniendo que:

$$H^* = \beta X + \delta(\alpha Z + U) + \varepsilon \quad (36)$$

Al definir ahora al vector Y como el conjunto de variables X y Z , se especifica la ecuación probabilística de desempleo:

$$P = \gamma Y + \nu, \text{ con } P=1 \text{ si es empleado y } P=0 \text{ si es desempleado, donde } \nu = \delta U + \varepsilon. \quad (37)$$

La anterior ecuación sobre la probabilidad de estar desempleado utiliza la muestra completa, por lo que no existe problema de selección.¹⁶

Segunda etapa

En la segunda etapa se estima una ecuación de Mincer corregida por el sesgo de selección, esto es, un modelo *heckit* de salario; para ello se introduce en esta segunda etapa la *ratio* de Mills obtenida de la primera etapa (la especificación del *heckit* debe ser diferente al menos en una variable a la ecuación *probit* de la primera etapa, por motivos de identificación). La ecuación de salarios queda especificada:

$$W = \alpha Z + \mu \lambda + U \quad (38)$$

¹⁶ Es de anotar que aún no pueden obtenerse los parámetros estructurales β , α y γ , dado que se estimó la ecuación de forma reducida.

El modelo *heckit* se estima con la con la porción no censurada de la muestra. Obtenido el estimador consistente α^* se procede a construir un predictor insesgado de los salarios, es decir, los salarios predichos $W^* = \alpha^*Z$. En otras palabras, las estimaciones de esta segunda etapa se utilizan para predecir el valor del salario con el vector de parámetros estimados para toda la muestra: censurada y no censurada.

Tercera etapa

En la tercera etapa se estima una ecuación de horas de trabajo mediante un modelo *tobit* en función de los salarios predichos, W^* (calculados en la segunda etapa), y variables socioeconómicas X . La inclusión de los salarios predichos en lugar de los observados corrige el sesgo de endogeneidad en el que se incurriría si se incluyeran los segundos (Muro, 2003). El estimador consistente de δ indica el signo y el valor de la pendiente para la oferta de horas de trabajo.

Resultados de la estimación

A continuación se condensan los resultados de las tres etapas para la estimación de la ecuación de oferta de horas de trabajo, cuyas variables se definen como sigue:

- Escolaridad: años de educación aprobados.
- Exper: *proxy* de los años de experiencia calculada como edad-escolaridad-6.
- Posición: (1) jefe de hogar, (0) en otro caso.
- Género: (1) hombre, (0) mujer.
- Mills: inverso *ratio* de Mills.
- Edad2: cuadrado de la edad.
- Ingnlab: (1) posee ingresos no laborales, (0) no los posee.
- Ingrepre: salarios predichos.
- Hijos: (1) hijos menores de 5 años, (0) no hay hijos menores de 5 años.
- Contrato: (1) tiene contrato escrito, (0) no lo tiene.

Tabla 6. Estimación trietápica del modelo de oferta de horas trabajadas, Colombia 2012¹⁷

Probit: probabilidad de estar empleado: variable dependiente EMP: 1 empleado, 0 desempleado		
Variable	Estimadores*	Prob.
Escolaridad	0,018845	0,0000
Exper	0,070883	0,0000
Exper2	-0,00059	0,0000
Posición	0,313206	0,0000
Género	0,167284	0,0000
Ingnlab	-4,64e-07	0,0000
Hijos	-0,22809	0,0000
Contrato	0,082583	0,0000
MCO: ecuación de salarios: variable dependiente <i>linge</i> : logaritmo del ingreso		
C	13,31496	0,0000
Escolaridad	0,124223	0,0000
Exper	0,043887	0,0000
Exper2	-0,00063	0,0000
Mills	0,226638	0,0000
Tobit: ecuación de horas ofertadas: variable dependiente: horas de trabajo ofrecidas		
C	18,1823	0,0000
Exper	0,48603	0,0000
Exper2	-0,00621	0,0000
Ingnlab	-7,34417	0,0000
Ingrepre	1,18560	0,0004
Posición	2,26841	0,0000
Genero	4,63021	0,0000
Hijos	1,56983	0,0002
Contrato	1,71269	0,0000
Estado	1,05031	0,0003

* No se incluyen los efectos marginales de la primera etapa, pues el objetivo de esta no es la interpretación, sino más bien servir como insumo para el cálculo del inverso de la *ratio* de Mills.

Fuente: elaboración propia.

17 Véase el anexo para ver las estimaciones completas.

Interpretación de los resultados

Antes de entrar en la interpretación de los resultados es necesario abordar la validez de los modelos en las dos primeras etapas. En el modelo de elección binaria sobre la probabilidad de estar empleado, todas las variables son significativas y poseen el signo correcto. Así es como la probabilidad de estar empleado aumenta conforme a los niveles de escolaridad y experiencia, y se presentan rendimientos decrecientes en esta última. El ser jefe de hogar aumenta la probabilidad de estar empleado dado su menor salario de reserva y su mayor contribución a los ingresos familiares. El ser hombre aumenta la probabilidad de estar empleado, condición que podría entenderse dado un mayor salario de reserva en la mujer, debido a su papel como productora de bienes en el hogar, resultado que corrobora lo encontrado en las estadísticas descriptivas, donde los hombres ofrecen en promedio 47 horas a la semana respecto a las 41 horas de la mujer.

En la segunda etapa se tiene una ecuación de Mincer donde todas las variables son significativas, incluyendo el inverso de la *ratio* de Mills, lo que indica que sí existe sesgo de selección, problema que se resuelve ingresando la *ratio* de Mills como variable explicativa en la ecuación de salarios, de manera que los estimadores resultan consistentes. El modelo arroja una tasa de retorno a la educación del 10,17 %, mientras que la tasa de retorno de la experiencia se sitúa en un 6,4 %, con presencia de rendimientos decrecientes a escala.

Al utilizar los estimadores de esta ecuación de salarios corregida por el sesgo de selección, se estiman los salarios predichos con el fin de ingresarlos como regresor en la última etapa y así corregir el problema de endogeneidad.

El modelo de horas estimado por el modelo *tobit* se da consistente con los conceptos teóricos, y siendo esta etapa o modelo el objetivo final de esta investigación, se aborda el significado individual de los signos, toda vez que en estos está contenida la teoría.

El modelo *tobit* estimado indica que a mayor edad, mayor es la oferta de horas de trabajo, variable que presenta rendimientos decrecientes. Debe recordarse que al ingresar en un modelo econométrico una variable al cuadrado, lo que se quiere captar es si la variable presenta rendimientos marginales decrecientes respecto a la variable dependiente. En el caso de la edad, se ingresa su cuadrado cuyo signo negativo indica la existencia de rendimientos marginales decrecientes, dado el signo negativo del coeficiente que acompaña al cuadrado de la edad. El umbral a partir del cual disminuye la oferta de horas son los 39,6 años, lo que puede interpretarse

como un problema de empleabilidad para individuos mayores de 40 años; este resultado se confirma en la primera etapa de las estimaciones. En efecto, cuando se modela la probabilidad de estar empleado se incluye la variable experiencia y su cuadrado, encontrándose la presencia de rendimientos decrecientes.

El signo de la variable “ingresos no laborales” muestra que si un individuo posee ingresos no laborales, este ofrece menos horas de trabajo, lo que puede explicarse por la relación directa entre el salario de reserva con este tipo de ingresos. Un individuo con ingresos no provenientes del trabajo tiene un tipo de “financiación”, lo que alarga el tiempo de desempleo o de paro y posibilita la búsqueda más extensa de mejores oportunidades de empleo; de igual manera, los ingresos adicionales aumentan los ingresos totales del individuo que se encuentra empleado, por lo que este puede satisfacer mayormente sus necesidades sin necesidad de aumentar su jornada laboral.

El tener hijos está correlacionado, positivamente, con la oferta de horas; es decir, a mayor número de hijos menores de seis años mayor es el número de horas ofertadas por el trabajador. El resultado sería distinto si la muestra solo utilizara mujeres, puesto que según la teoría económica, las mujeres presentan una alternativa adicional para su tiempo, que es el trabajo en el hogar, el cual incluye el cuidado de los niños que no se encuentran en edad escolar. No obstante, este signo puede ser interpretado con una *proxy* del grado de dependencia económica del hogar; esto es, el tener hijos menores de seis años crea una alta dependencia económica que obliga al individuo a trabajar más horas a la semana con el fin de hacer frente a su responsabilidad como jefe de hogar.

Respecto al género, se encuentra que el hombre ofrece más horas de trabajo en relación con la mujer, lo cual evidencia su mayor participación laboral dada su natural tendencia a ser el jefe de hogar. Esta evidencia también se confirma con las estadísticas descriptivas según las cuales el hombre ofrece en promedio a la semana 48 horas, frente a 40 horas de la mujer.

El signo de la variable “contrato” muestra que el individuo ofrece más horas si su vinculación laboral está estipulada mediante un contrato escrito. Lo anterior indicaría que el individuo ofrece más horas de trabajo si estas son reconocidas de manera formal por el empleador. Este resultado se confirma con anterioridad al realizarse la correlación de jornadas excesivas de trabajo con variables como el grado de formalidad del puesto de trabajo.

Por último, el signo de la variable “ingresos predichos” indica el signo de la pendiente de la oferta de horas que para este caso resulta positiva. Teóricamente,

no se puede adelantar el signo de la función de oferta de horas, habida cuenta de la existencia de dos efectos, sustitución e ingreso, que muestran resultados opuestos sobre la oferta de trabajo. Si se considera el ocio como un bien normal, un incremento en el salario incrementa el costo de oportunidad del ocio (efecto sustitución); el efecto paralelo del incremento del salario es el aumento del consumo de todos los bienes normales (efecto renta).

Para Colombia, los resultados indican que el efecto sustitución tiene una magnitud mayor que el efecto renta o ingreso; esto es, al aumentar el salario, aumenta el número de horas trabajadas por el individuo.

Conclusiones

Al realizar un análisis descriptivo de la base de datos, dividiendo la población entre aquella con jornadas excesivas de trabajo (mayores a 60 horas) y con menos de 60 horas, se encuentra que para Colombia el fenómeno de jornadas extenuantes es una situación que se presenta para un grupo minoritario de la población ocupada (14,6 %).

Las estimaciones del modelo de oferta de horas de trabajo, el cual se sustenta teóricamente en el modelo neoclásico de oferta de trabajo, revelan el efecto de distintas variables sobre la oferta de horas trabajadas. Así, la oferta de horas se incrementa con la edad (hasta un umbral) y con la posición dentro del hogar. Adicionalmente, los ingresos no laborales afectan negativamente la oferta de horas.

Las estimaciones confirman para todos los individuos el dominio del efecto sustitución sobre el efecto renta, es decir, una función de oferta de horas con pendiente positiva; esto es, a mayor salario el individuo se motiva a ofrecer más horas de trabajo. Este resultado es confirmado al realizar la correlación de los deciles de ingreso per cápita con el porcentaje de trabajadores con jornadas excesivas de trabajo.

Adicionalmente, el número de horas trabajadas dependerá de si la persona está en el sector formal o en el sector informal, teniendo en cuenta que la existencia de un contrato escrito es una característica principal de los “trabajos buenos” en la economía o del grado de formalidad. Este resultado concuerda con las estadísticas descriptivas calculadas, específicamente cuando se cruzan las jornadas excesivas de trabajo con variables que miden el grado de formalidad de un puesto de trabajo. De esta manera, los individuos que tienen un contrato escrito de trabajo tienen

más jornadas mayores que aquellos que no tienen formalizado el tipo vinculación con la empresa.

El tener hijos menores de cinco años incide positivamente en las horas trabajadas. Ese resultado no discrimina entre hombres y mujeres, lo cual puede tomarse como una relación directa entre el grado de dependencia familiar con la oferta de trabajo. Es claro que este efecto puede ser distinto si se controla por la variable género, pues es de esperar que las mujeres con hijos menores de cinco años ofrezcan menos horas con respecto a aquellas que, o no tienen hijos, o simplemente los tienen, pero cuentan con el servicio doméstico. Este último apartado constituye una investigación sobre la cual debe profundizarse.

Se comprueba la existencia de sesgo de selección, el cual debe corregirse de manera ineludible si se desean estimaciones insesgadas y consistentes. Adicional a este sesgo, debe tenerse en cuenta el sesgo de endogeneidad en este tipo de trabajos, hecho derivado de la utilización de los salarios como regresor. No se debe olvidar que la endogeneidad proviene del hecho de que ambas variables, horas y salario, se determinan mutuamente, endogeneidad que es corregida cuando se incluyen los salarios predichos para toda la muestra: censurada y no censurada.

Referencias

Arango, L. y Posada, C. (2002). La participación laboral en Colombia. *Borradores de Economía*, 17. Recuperado de <http://www.banrep.org/docum/ftp/borra217.pdf>

Arango, L., Posada, C. y Charry, A. (2003). La participación laboral en Colombia según la nueva encuesta: ¿cambian sus determinantes? *Borradores de Economía*, 250. Recuperado de <http://www.banrep.org/docum/ftp/borra250.pdf>

Ayala, U. (1987). Hogares, participación laboral e ingresos. En J. Ocampo y M. Ramírez, *El problema laboral colombiano: informes de la Misión Chenery* (pp. 136-152, vol. 1). Bogotá: SENA/DNP/Contraloría General de la República.

Becker, G. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 75 (299), 493-517.

Brown, C. (1985). An Institutional Model of Wives' Work Decisions. *Industrial Relations*, 24, 182-204.

Bucheli, M. y Spemolla, A. (2000). La oferta de trabajo de los estudiantes universitarios. *Documentos de Trabajo del Rectorado*, (5) 33. Recuperado de http://www.rau.edu.uy/sui/publicaciones/algunosTemas/doc_tr5.pdf

Cabrer, B., Sancho, A. y Serrano, G. (2001). *Microeconomía y decisión*. Madrid: Pirámide.

Castellar, C. y Uribe, J. (2001). Determinantes de la participación en el mercado de trabajo del área metropolitana de Cali en diciembre de 1998. *Documentos de Trabajo*, 56. Recuperado de <http://socioeconomia.univalle.edu.co/cidse/documentos/download/pdf/doc56.PDF>

- Castellar, C. y Uribe, J. (2002). *La participación en el mercado de trabajo: componentes micro y macroeconómicos: anuario estadístico*. Santiago de Cali: Universidad del Valle.
- Febrero, R. y Schwartz, P. (1997). *La esencia de Becker*. Barcelona: Ariel.
- Fernández, C. (2000). Determinantes de la oferta de trabajo en Paraguay. *Revista Economía & Sociedad*, 1 (2), 21. Recuperado de 2007 de <http://www.dgeec.gov.py/MECOVI/E&S2%20-%20Empleo.pdf>
- Gronau, E. (1991). La producción en el hogar: una panorámica. *Manual de Economía del Trabajo*, 1, 363-402.
- Grossbard-Shechtman, A. (1984). A Theory of Allocation of Time in Markets for Labour and Marriage. *Economic Journal*, 94, 863-882.
- Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 47(1), 153-161.
- Horney, M. y McElroy, M. (1978). *A Nash Bargained Linear Expenditure System*. Durham: Universidad de Duke-Departamento de Economía.
- Lancaster, K. (1966). A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy*, 74(2), 198-219.
- Londoño, J. L. (1987). La dinámica laboral y el ritmo de actividad económica: un repaso empírico de la última década. En J. Ocampo y M. Ramírez (Eds.), *El problema laboral colombiano: informe especial de la misión de empleo* (vol. 1). Bogotá: SENA/DNP/Contraloría de la República.
- López, H. (1996). Participación laboral y desempleo en las cuatro principales ciudades: un modelo econométrico. En H. López, *Ensayos sobre economía laboral colombiana*. Bogotá: Fonade/Carlos Valencia.
- López, H. (2001). Características y determinantes de la oferta laboral colombiana y su relación con la dinámica del desempleo. M. Urrutia (Ed.), *Consideraciones teóricas y de política*. S. l.: Banco de la República.
- Manser, M. y Brown, M. (1979). Bargaining Analyses of Household Decisions. En Lloyd, C. B., Andrews, E. y Gilroy, C. (Eds.), *Women in the Labor Market* (pp. 3-26). New York: Columbia University Press.
- Maldonado, H. y Guerrero, B. (1987). Evolución de la tasa de participación en Colombia. En J. Ocampo y M. Ramírez. (Eds.), *El problema laboral colombiano: informe especial de la misión de empleo* (vol. 1). Bogotá: SENA/DNP/Contraloría de la República.
- Maldonado, H. y Guerrero, B. (1980). Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analyses. *International Economic Review*, 21, 31-44.
- McConnell, C., Brue, S. y MacPherson, D. (2003). *Economía laboral* (6ª ed.). España: Mc-Graw Hill.
- McElroy, M. y Horney, M. (1981). Nash-Bargained Household Decisions: Toward and Generalization of the Theory and Demand. *International Economic Review*, 22, 333-349.
- Muro, J. (2003). *Notas de microeconomía: notas sobre el curso de doctorado*. Alcalá de Henares.
- Murphy, K y Welch, F (1990). Empirical Age-Earnings Profiles. *Journal of Labor Economics*, 8 (2), 202-229.
- Perlbach, I. y Calderón, M. (1998). Estimación del sesgo de selección para el mercado laboral de Mendoza. Trabajos presentados en las reuniones de la AAEP. Recuperado de: http://www.aep.org.ar/espa/anales/pdf_98/perlbach-de-maradona_calderon.pdf

Ribero, R. y Meza, C. (1997). Determinantes de la participación laboral de hombres y mujeres en Colombia: 1976-1995. *Archivos de Macroeconomía*, 63, 1-30.

Santa María, M. y Rojas, N. (2001a). La participación laboral: ¿qué ha pasado y qué podemos esperar? *Archivos de Economía*, 146, 1-23.

Santa María, M. y Rojas, N. (2001b). Elementos para mejorar la adaptabilidad del mercado laboral colombiano. *Archivos de Economía*, 154, 25-48.

Tenjo, J. y Ribero, R. (1998). Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia. *Archivos de Macroeconomía*, 81, 1-52.

Recuperado de http://www.dnp.gov.co/archivos/documentos/DEE_Archivos_Economia/81_Desempleo_y_mercados_laborales.pdf.

Villa, J. (2006). Propuesta para la estimación del salario de reserva de los empleados en Colombia con el análisis de fronteras estocásticas. *Archivos de Economía*, 315, 18 de agosto. Recuperado de http://www.dnp.gov.co/archivos/documentos/DEE_Archivos_Economia/315_Salario_de_reserva_empleados.pdf

Yamada, G. (2005). *Horas de trabajo: determinantes y dinámica en el Perú urbano*. Recuperado de <http://cies.org.pe/files/active/1/pm0307.pdf>

Anexos

Anexo 1. Resultados para Cali

91

Etapa 1: modelo probabilístico sobre la probabilidad de estar desempleado.

Variable dependiente: EMP

Método: ML-Binary Probit (Quadratic hill climbing)

Fecha: 08/10/15. Hora: 11:12

Muestra: 1 61041

Observaciones incluidas: 58.329

Observaciones excluidas: 2712

Convergencia lograda después de 4 iteraciones

Matriz de covarianza calculada usando segundas derivadas

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico z	Probabilidad
C	-1,071881	0,162246	-6,61235	0,0020
ESCOLARIDAD	0,018845	0,005949	3,17351	0,0000
EXPER	0,070883	0,008607	8,24211	0,0000
EXPER2	-0,000591	0,000108	-5,44212	0,0000
POSICIÓN	0,313206	0,060286	5,20001	0,0000
HIJOS	-0,228097	0,029549	-7,71131	0,0000
ESTADO	0,070121	0,042971	1,63135	0,0000
INGNLAB	-4,64e-07	9,16e-08	-5,07332	0,0000
CONTRATO	0,082583	0,006530	12,6385	0,0000
GÉNERO	0,167284	0,048386	3,461210	0,0010
Mean dependent var	0,468395	S. D. dependent var		0,499004
S. E. of regression	0,414327	Akaike info criterion		1,023404
Sum squared resid	1219,522	Schwarz criterion		1,029200
Log likelihood	-3632,200	Hannan-Quinn criter.		1,025400
Restr. log likelihood	-0,510858	Avg. log likelihood		-0,452389
LR statistic (9 df)	16250,73	McFadden R-squared		0,212438
Probability(LR stat)	0,000000			
Obs. con Dep = 0	31.008	Obs. totales		58.329
Obs. con Dep = 1	27.321			

Anexo 2. Etapa 2: ecuación de salarios corregida por sesgo de selección

92

Variable dependiente: LINGRE

Método: Least Squares

Fehca: 08/10/15. Hora: 16:04

Muestra (ajustada): 261.037

Observaciones incluidas: 16.354

Observaciones excluidas: 44.682 después de ajustar los puntos finales

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico z	Probabilidad
C	13,31496	0,055796	238,6367	0,0000
ESCOLARIDAD	0,124223	0,003900	31,85283	0,0000
EXPER	0,043887	0,003020	14,53320	0,0000
EXPER2	-0,000636	5,40E-05	-11,78194	0,0000
MILLS	0,226638	0,013272	17,07640	0,0000
R-squared	0,276983	Mean dependent var.		14,86543
Adjusted R-squared	0,276280	S. D. dependent var.		0,922312
S. E. of regression	0,784627	Akaike info criterion		2,354077
Sum squared resid	1899,247	Schwarz criterion		2,361893
Log likelihood	-3631,872	F-statistic		393,9470
Durbin-Watson stat.	1,817300	Prob(F-statistic)		0,000000

Anexo 3. Ecuación 3: modelo tobit corregido por sesgo de selección y endogeneidad

93

Variable dependiente: HORAS

Método: ML-Censored Normal (TOBIT) (Quadratic hill climbing)

Fecha: 08/10/15. Hora: 17:46

Muestra (ajustada): 261.037

Observaciones incluidas: 16719

Observaciones excluidas: 44.317 después de ajustar los puntos finales

Valor izquierdo en cero

Convergencia lograda después de dos iteraciones

Matriz de covarianza calculada usando segundas derivadas

Variable	Coficiente	Error estándar	Estadístico z	Probabilidad
C	18,18239	3,526900	5,152167	0,0000
EDAD	0,486030	0,073538	6,535804	0,0000
EDAD2	-0,006210	0,000841	-7,39714	0,0000
INGNLAB	-7,344173	0,442331	-16,6033	0,0000
INGREPRE	1,185607	0,332564	3,56504	0,0004
POSICIÓN	2,268410	0,330120	6,87147	0,0000
GÉNERO	4,630211	0,284357	16,2830	0,0000
HIJOS	1,569830	0,422301	3,71706	0,0002
CONTRATO	1,712698	0,278893	6,14105	0,0000
ESTADO	1,050312	0,289754	3,62480	0,0003
Distribución del error				
SCALE:C(11)	16.42483	0.089965	180.3720	0.0000
R-squared	0,060352	Mean dependent var		47,38860
Adjusted R-squared	0,059909	S.D. dependent var		17,43046
S.E. of regression	16,82116	Akaike info criterion		8,237013
Sum squared resid	47874409,	Schwarz criterion		8,432906
Log likelihood	-70791,04	Hannan-Quinn criter.		8,401425
Avg. log likelihood	-4,226331			
Left censored obs.	0	Right censored obs.		0
Uncensored obs.	16.719	Observaciones totales		16.719