
**DETERMINANTES DE LA PARTICIPACIÓN EN EL MERCADO DE TRABAJO.
UN ESTUDIO PARA EL ÁREA METROPOLITANA DE PASTO**

Por: **Edgar Marcillo Yépez¹**
Juan Carlos Zambrano²

Resumen

El presente documento explora cuales son los principales determinantes que influyen al momento de ofrecer la fuerza de trabajo en el mercado laboral del área metropolitana de Pasto. El trabajo tiene como soporte teórico el modelo Ocio Consumo y como método de estimación empírico el modelo tipo Logit. La fuente de información se toma de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del DANE, segundo trimestre de 2006. Los determinantes de la participación laboral propuestos en el modelo son: género, jefe de hogar, educación, experiencia, estrato social y los ingresos del cónyuge. Como principal resultado se encuentra que los estratos socioeconómicos bajos participan significativamente más que los estratos medios, la diferencia entre los estratos bajos y altos no es significativa.

Palabras Claves: Participación laboral, Modelo Ocio Consumo, Modelo Logit, área metropolitana de Pasto.

JEL: J20, J21, C21

-
1. Economista, Estudiante de cuarto semestre de la Maestría en Economía Aplicada de la Universidad del Valle y miembro del grupo de investigación sobre crecimiento y desarrollo económico de la Facultad de Ciencias Sociales y Económicas de la Universidad del Valle. E-mail: edmarye@hotmail.com.
 2. Licenciado en Matemáticas, Ingeniero Electrónico, Estudiante de cuarto semestre de la Maestría en Economía Aplicada de la Universidad del Valle y profesor del departamento de matemáticas de la Universidad del Valle. E-mail: juzambra@gmail.com.

Abstract

This paper explores what are the main determinants that influence the time to offer the labor force in the labor market in the metropolitan area of Pasto. The work is supported by the theoretical model and Leisure Consumption and empirical method of estimating the Logit type model. The source of information is taken from the Continuous Household Survey (ECH) of DANE, second quarter of 2006. The determinants of labor participation in the proposed model are: gender, household head, education, experience, social status and income of the spouse. The principal result is that low socioeconomic participate significantly more than the middle classes, the difference between the upper and lower layers is not significant

Key words: Labour-force participation, Leisure Consumption Model, Logit Model, metropolitan area of Pasto.

JEL: J20, J21, C21

1. INTRODUCCIÓN

El análisis de la participación laboral en Colombia ha ido evolucionando, en un principio se fundamentaba en una visión macroeconómica, posteriormente la fundamentación fue de tipo microeconómica usando instrumentos microeconómicos como método de contrastación empírica. Inicialmente economistas neoclásicos consideraban que la oferta de trabajo era exógena al sistema económico, solo dependía de factores de naturaleza demográfica, donde las razones de la evolución de la Tasa Global de Participación (TGP) se basaba en la dinámica de la población en edad de trabajar. Posteriormente hipótesis microeconómicas muestran que la tasa de participación es endógena y es explicada por las decisiones que toman los individuos, la cuales dependen de características sociodemográficas, socioeconómicas y de capital humano de las personas.

La participación en el mercado de trabajo es el principal indicador de la oferta laboral de una sociedad, indagar sobre sus determinantes permite explicar que características individuales inciden en ofrecer la fuerza de trabajo en el mercado laboral. Los trabajos de participación en esta materia han utilizado los atributos propios del individuo y sus características medibles, con el fin de establecer cuáles son las variables que motivan o desmotivan la participación en el mercado de trabajo. Entre las variables que más se destacan en las investigaciones sobre el tema se encuentran: la edad, los años de escolaridad, si hay presencia de hijos menores de seis años, ingre-

sos no laborales, experiencia, estado civil, sexo y la posición que ocupa el encuestado al interior de la familia (jefe de hogar, hijo soltero, ama de casa). En la última década se han estudiado ampliamente ciertas características de la participación laboral, como los cambios en la estructura de la demanda de trabajo, los cambios en los factores ideológicos, en especial en torno al género, como elementos que explican los comportamientos de los distintos actores sociales en el mercado laboral, este y otros aspectos condicionan el comportamiento de la participación en el mercado laboral.

La evolución de la participación laboral responde a determinantes de largo y corto plazo, el presente trabajo se enfoca en los segundos, se realiza un ejercicio de microeconometría aplicada con el fin de identificar cuáles son los principales determinantes de la participación laboral en el área metropolitana de Pasto en el año 2006, ningún trabajo en el ámbito académico nacional se concentra en estudiar los determinantes de la fuerza laboral en Pasto, la mayoría se enfocan en el ámbito nacional o en áreas grandes como: Bogotá, Medellín y Cali.

El propósito del presente trabajo es proponer y validar empíricamente un modelo de determinantes de la participación laboral en el mercado de trabajo del área metropolitana de Pasto, teniendo en cuenta estimaciones para hombres y mujeres. Se toma como fuente de información los datos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH), segundo trimestre del año 2006. El modelo empírico tiene como soporte teórico el conocido modelo microeconómico Ocio Consumo, como método de estimación se utiliza un modelo de elección discreta, en este caso el modelo Logit, y como principales determinantes de la participación laboral se proponen: los años de educación formal aprobados, experiencia, género, condición de jefe de hogar, estrato socioeconómico e ingresos del cónyuge.

La estructura del presente documento se desarrolla en siete secciones, incluyendo esta introducción como primera, que de cierta forma plantea el problema y la metodología de investigación. La segunda se ocupa de presentar una revisión bibliográfica sobre la participación laboral a nivel internacional y nacional. En la cuarta se expone brevemente el modelo teórico de Ocio Consumo, un modelo con fundamentación microeconómica. La metodología de estimación empírica se sustenta en la cuarta sección, en la sexta sección se realiza un corto análisis de estadísticas descriptivas, posteriormente en la séptima, se estiman y revisan los resultados del modelo Logit. La última sección (séptima) resume las principales conclusiones y finalmente se presentan las referencias bibliográficas.

2. ANTECEDENTES (INTERNACIONAL Y NACIONAL)

La participación laboral ha sido un tema abordado desde varias perspectivas, los trabajos en esta materia han tenido una evolución desde lo descriptivo hasta la utilización de modelos con variable dependiente dicotómica. A nivel internacional los estudios de participación laboral están fundamentados microeconómicamente con individuos racionales que maximizan una función de utilidad cuasi cóncava, los cuales deben decidir entre dos bienes, ocio y consumo, sujetos a restricciones de ingreso y tiempo. También hay modelos teóricos donde la unidad de análisis es el hogar en lugar del individuo.

Dos de los primeros trabajos que estudian el tema con funciones micro fundamentadas son, el primero, el trabajo de Koster (1967), es un estudio pionero sobre el tema y muestra que el efecto de los impuestos en la oferta laboral es pequeño y no significativo en las horas-trabajo (margen intensivo), y leve y significativo en la decisión de participación (margen extensivo). En el segundo trabajo, Heckman (1974), desarrolla un modelo que genera la probabilidad de que una mujer participe en el mercado laboral, teniendo en cuenta el número de horas-mujer trabajadas.

Un trabajo interesante es el de Wales y Woodland (1976), a través de un proceso de maximización (utilizan una función de producción Cobb Douglas y Translog) determinan como los esfuerzos de trabajo cambian con respecto a la tasa de salario de cada esposo, restringen la muestra para personas que no se ven afectados por decisiones institucionales. Como variables independientes tienen en cuenta la tasa salarial, la educación y la presencia de niños en el hogar. El estudio encuentra que un incremento en la tasa de salario del hombre produce una disminución en el número de horas trabajadas por la mujer, la mujer no se ve afectada por el incremento del salario de su esposo con respecto a sus horas trabajadas y el efecto del nivel de educación y la presencia de los niños incrementa el número de horas de trabajo tanto en hombres como mujeres.

Un trabajo muy mencionado en la literatura internacional es el de Pencavel (1986), que explica detalladamente el funcionamiento del modelo Ocio Consumo, el objetivo del trabajo es encontrar los determinantes de la oferta laboral masculina, el estudio se desarrolla a nivel estático (corte transversal) y dinámico (series de tiempo). El principal resultado muestra que la elasticidad de las horas de trabajo respecto a los salarios es muy baja, y en el análisis dinámico se encuentra que en los países desarrollados la participación masculina tiende a disminuir.

Otro trabajo relevante es el de Heckman (1993), hace un análisis de los estudios de participación laboral en los últimos veinte años, afirma que la oferta laboral se estudia a partir de dos escenarios, el primero se llama margen extensivo, trata de identificar los determinantes de la participación de la mano de obra (participa o no participa, medido por el número de individuos que participan); el segundo se denomina margen intensivo, el cual tiene que ver con la elección de los individuos en horas o días hombre a la semana.

En el ámbito nacional la mayoría de estudios en el país se realizan teniendo en cuenta el margen extensivo, entre los primeros trabajos que involucran la oferta laboral se encuentra el informe de la Misión de empleo, informe final, 1986, a cargo de Hollis Chenery, este trabajo es una compilación de trabajos de varios autores que analizan el mercado laboral desde diferentes perspectivas: Mercado laboral rural y urbano, régimen laboral vigente y desempleo. En cuanto al tema que nos compete el informe explica que los cambios en la oferta laboral se deben a causa de tres aspectos demográficos: La urbanización de las principales ciudades, la migración al mercado internacional y la transición demográfica.

El estudio de Ayala (1988) realiza un análisis descriptivo, genera correlaciones entre las principales variables desde un enfoque macroeconómico y concluye que la oferta laboral está fuertemente influenciado por los ciclos económicos. Ribero y García (1996), haciendo un análisis descriptivo con base en la encuesta nacional de hogares desde 1976 hasta 1995 y para las 7 principales ciudades concluyen que la principal causa del incremento de la oferta laboral se debe al incremento en la participación femenina, se nota un crecimiento en trabajos del sector servicios y la mujeres desplazándose para el sistema financiero.

Los trabajos anteriores se fundamentan en el análisis descriptivo de los datos. A partir de 1997 se empiezan a realizar trabajos que tienen en cuenta modelos con fundamentación microeconómica, se recurre al modelo teórico Ocio Consumo (OC), y a nivel empírico se utilizan micro datos de la Encuesta Nacional de Hogares del DANE. El primer trabajo en Colombia que utiliza esta metodología es el realizado por Ribero y Meza (1997), los autores concluyen que la probabilidad de participar en el mercado laboral colombiano de hombres y mujeres aumenta significativamente con respecto a la edad, edad al cuadrado (captura efecto decrecientes de la experiencia) y jefe de hogar. El número de personas en el hogar tiene efecto negativo en las mujeres, en lo referente al estado civil el efecto es negativo para el hombre soltero y positivo para los casados o unión libre. La presencia de niños menores de seis años tiene efecto positivo en los hombres y negativo en las mujeres. Tenjo y Ribero (1998), realizan un estudio muy similar al

anterior con resultados similares, además se verifica que la elasticidad de oferta de los trabajadores secundarios es mayor a la del trabajador principal (jefe de hogar).

En el nuevo siglo, un trabajo muy importante es el realizado por López (2001), quien resalta la importancia del incremento en la participación laboral en el aumento de la tasa de desempleo a partir de la segunda mitad de los noventa, aspecto ocasionado principalmente por el incremento de la participación de miembros secundarios del hogar (miembros diferentes al jefe de hogar, como madre e hijos jóvenes) por tanto el autor propone algunas políticas de contención de la oferta como crear incentivos para elevar la tasa de asistencia escolar. En el mismo año, Santamaría y Rojas (2001) investigan los determinantes de la participación laboral en Colombia y analizan si el efecto del incremento en la participación de miembros secundarios (presente a partir de 1995) es transitorio o permanente. Dentro de los resultados más importantes de las estimaciones se observa que la presencia del servicio doméstico en el hogar incrementa la probabilidad de que la mujer participe. En el estudio se verifica la hipótesis del trabajador adicional (aumenta la participación de miembros secundarios del hogar a causa de la crisis económica), y este efecto es mayor en las mujeres, es decir las mujeres reaccionan más ante la crisis económica.

Otros dos estudios muy importantes sobre el tema son: el primero, Castellar y Uribe (2001), identifican los principales determinantes que inciden en los individuos a la hora de tomar la decisión de participar en el mercado laboral del área metropolitana de Cali en 1998. Los resultados más importantes son: los jefes de hogar y el género masculino tienen mayor probabilidad de participar; un año adicional de educación y experiencia hacen incrementar la probabilidad de entrar a la oferta de trabajo en un 1.8% y 3.2% respectivamente. El segundo trabajo sobre el tema de Castellar y Uribe (2002), es una propuesta muy novedosa que trata de identificar los componentes de la participación laboral a nivel microeconómico (características individuales) y macroeconómicos (atributos familiares como tasa de desempleo familiar). Utilizando una metodología de datos de panel (efectos fijos) se logran separar el efecto MACRO y MICRO relacionado con la participación laboral.

Arango y Posada (2003), realizan un importante trabajo en el que tratan de entender los determinantes de la tasa de participación laboral para siete ciudades, trabajan con datos de la ENH de 1984:1 a 2000:4. Dentro de la metodología se tienen en cuenta cuatro grupos de personas: 1. Mujer comprometida, 2. Mujer no comprometida, 3. Hombre comprometido y 4. Hombre no comprometido. Las variables que explican el modelo son siete: Educación (años de educación), niños menores de seis años, riqueza, pre-

sencia de otros desempleados en el Hogar, edad (proxy de experiencia) y edad al cuadrado.

Finalmente Arango, Posada y Charry (2004), realizan el mismo trabajo de Posada y Arango (2003) utilizando la nueva encuesta de hogares, es decir para la época la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del DANE, para trece ciudades en el periodo 2000:1 a 2002:10, el modelo y la metodología son iguales, y los resultados encontrados son similares, es decir los resultados con la ECH no cambian. El plus de este trabajo es que realizan un análisis dinámico con series de tiempo donde se observa que a mayor tasa de desempleo mayor es la probabilidad de que miembros secundarios del hogar participen en el mercado de trabajo.

3. EL MODELO TEÓRICO OCIO CONSUMO

El modelo teórico que sustenta la oferta laboral, es el modelo Ocio Consumo (OC), modelo con fundamentación microeconómica, en este modelo cada individuo toma sus decisiones de forma racional, es decir maximiza una función de utilidad, en la que puede elegir entre Ocio (Horas dedicadas a actividades diferentes al trabajo) y Consumo (Horas dedicadas a laborar). La función de Utilidad se supone cuasicóncava con dos bienes, ocio y consumo, $U(O, C)$, esta función de utilidad está sujeta a dos restricciones una de tiempo y la otra de ingresos. Para una demostración formal del modelo O.C. ver Pencavel (1986), y para una versión intuitiva ver McConell, Brue y Macpherson (2003). De esta manera, el individuo resuelve el siguiente problema de optimización:

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

$$\text{S. a. } C + wL = V + wT \quad \text{con } L \leq T \tag{2}$$

Donde C es el consumo de bienes, L el tiempo de ocio medido en horas, U la utilidad obtenida de la combinación de C y L, w el salario por hora, V el ingreso no laboral y T el tiempo total disponible, $H = T - L$, se define como las horas de trabajo en un período. Como se mencionó anteriormente, al maximizar la utilidad el individuo se enfrenta a dos restricciones, la primera establece que en ausencia de ahorro, préstamos, transferencias e impuestos, el individuo gasta todo su ingreso en bienes de consumo, la segunda plantea que los posibles usos del tiempo deben igualar al tiempo total disponible (por ejemplo un día tiene 24 horas, el individuo dispone sólo de ese tiempo). Matemáticamente este problema se resuelve usando los multiplicadores de Lagrange, donde λ es el multiplicador asociado a la restricción presupuestaria y μ es el multiplicador asociado a la restricción de tiempo.

$$\mathcal{L}(C,L,\lambda,\mu) = U(C, L) + \lambda[V + wT - (C + wT)] + \mu(T - w) \quad (3)$$

Tomando las condiciones de primer orden (derivadas parciales con respecto a las variables de elección, C y L , e igualadas a cero) se obtiene:

$$U'_C = \lambda \quad (4)$$

$$U'_L = \lambda w + \mu \quad (5)$$

Se puede demostrar que el punto óptimo se obtiene cuando la tasa a la cual el individuo está dispuesto a intercambiar y la tasa a la cual es capaz de intercambiar en el mercado son iguales, es decir, el individuo entrará al mercado laboral si el salario real fuese al menos igual a la tasa marginal de sustitución (TMS), según ecuación (6), se obtiene cuando:

$$\frac{U_{mgL}}{U_{mgC}} = W^* \quad (6)$$

Donde U_{mgL} , es la utilidad marginal del trabajo y U_{mgC} es la utilidad marginal del consumo. De esta forma, la tasa de salario crítica o el salario ante el cual el individuo queda indiferente entre participar o no en el mercado, es conocido como salario de reserva (w^*). Este punto se observa en el gráfico (1), donde el individuo elige las cantidades óptimas de ocio (O^*) y consumo u horas de trabajo (L^*) dado su salario de reserva, este punto se encuentra cuando la pendiente de la función de utilidad (TMS) se iguala con el salario de reserva (en este punto la restricción presupuestaria es tangente a la función de utilidad). Lo anterior implica que el individuo participa en el mercado laboral siempre y cuando el salario de mercado o salario ofrecido es mayor o igual al salario de reserva.

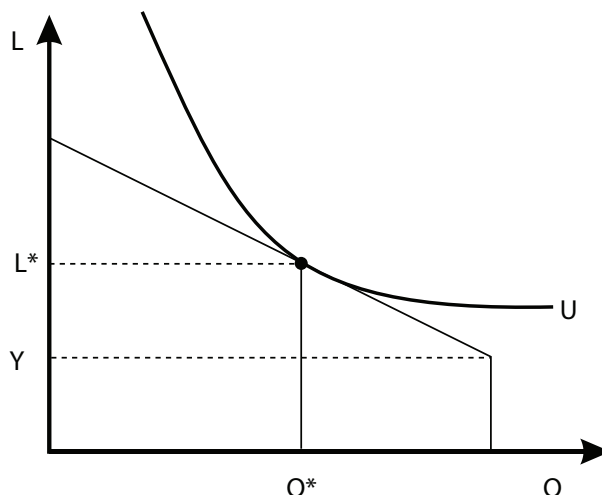
4. METODOLOGÍA MODELO DE PARTICIPACIÓN LABORAL

La verificación empírica del modelo O.C. se efectúa a través de modelos de elección binaria como MPL, Logit y Probit. Este tipo de modelos tienen como variable dependiente una Dummy, la cual toma dos valores, uno si el individuo participa y cero si el individuo no participa. Se entiende por participar a los individuos que hacen parte de la población económicamente activa (PEA). La variable dependiente Y_i se define así:

$Y_i = 1$ El individuo participa

$Y_i = 0$ El individuo no participa

Gráfico (1) Solución de participación Laboral del individuo



Fuente: McConenell, Brue y Macpherson (2003)

Entonces para tratar empíricamente este problema hay tres alternativas, la primera MPL (Modelo de probabilidad lineal), su manejo es muy sencillo a pesar de que los estimadores son insesgados y consistentes presenta problemas como: no normalidad en los residuales, presencia de heteroscedasticidad, la probabilidad o efectos marginales no están acotadas entre cero y uno, y además los coeficientes son constantes. Así pues para un mejor análisis de la participación laboral se tiene dos opciones Logit o Probit.

Los modelos Probit y Logit, tienen en cuenta la probabilidad ex-ante de la variable dependiente, es decir las decisiones de los agentes están basadas en la comparación de la variable no observada ($W_i - W_i^*$), donde W_i es el salario potencial de mercado y W_i^* salario de reserva, el cual sirve como umbral o punto de referencia para decidir si el individuo participa o no participa. A esta variable en la literatura econométrica se le conoce con el nombre de variable latente, para el caso que corresponde participación laboral. El mecanismo de la variable en mención es el siguiente:

$Y_i = 1$	Si	$W_i > W_i^*$	PARTICIPA
$Y_i = 0$	Si	$W_i < W_i^*$	NO PARTICIPA

El salario de mercado (W_i) y el salario de reserva (W_i^*) salario de reserva, son dos variables no observables que se pueden modelar así:

$$W_i = \alpha'Z + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$W_i^* = \tau'V + u_i \quad (8)$$

Con Z vector de variables que influyen en el salario de mercado y V vector de variables que afectan el salario de reserva. Como cada variable tiene asociado un componente aleatorio capturado por ε_i y u_i , se puede generar el siguiente modelo probabilístico:

$$Prob(W_i - W_i^* > 0) = Prob(\alpha'Z + \varepsilon_i > \tau'V + u_i) = Prob(\varepsilon_i - u_i > \tau'V - \alpha'Z) \quad (9)$$

$$Prob(W_i - W_i^* > 0) = Prob(\gamma_i > \beta'X) = 1 - F(\beta'X) \quad (10)$$

$$Prob(W_i - W_i^* < 0) = Prob(\alpha'Z + \varepsilon_i < \tau'V + u_i) = Prob(\varepsilon_i - u_i < \tau'V - \alpha'Z) \quad (11)$$

$$Prob(W_i - W_i^* < 0) = Prob(\gamma_i < \beta'X) = F(\beta'X) \quad (12)$$

Donde

$$\gamma_i = \varepsilon_i - u_i \quad (13)$$

$$\beta'X = \tau'V - \alpha'Z \quad (14)$$

En este tipo de modelos $F(\beta'X)$ de la ecuaciones (10) y (12) se define como la función de distribución acumulada de γ_i (perturbación aleatoria del modelo probabilístico). Si γ_i sigue una distribución normal, se trata del modelo Probit, y si sigue una distribución logística se trata de un modelo Logit. Los efectos marginales de las dos metodologías son casi similares y los criterios de selección favorecen por lo general al modelo Logit, por esta razón en este trabajo se utilizara esta opción. La función de distribución acumulada del modelo Logit es la siguiente.

$$F(\beta'X) = \frac{1}{1 + \beta^{-(\beta'X)}} = \Lambda(\beta'X) \quad (15)$$

Entonces la variable dependiente, que para este caso es una variable latente es la siguiente:

$$Prob(Y_i = 1 | X) = 1 - \Lambda(\beta'X) \quad (16)$$

$$Prob(Y_i = 0 | X) = \Lambda(\beta'X) \quad (17)$$

Se recuerda que el modelo no es lineal en los parámetros, por lo tanto su estimación se realiza a través del método de máximo-verosimilitud, para tal fin es necesario construir la función de verosimilitud muestral. Se supone que en la muestra hay N individuos de los cuales M participan en el mercado laboral y M-N no participan, recuérdese que los estimadores del modelo no son los efectos marginales como en el caso del MPL. Si se tiene en cuenta el supuesto de que se trata de una muestra aleatoria independiente normalmente distribuida, la función de verosimilitud se escribe como:

$$L(Y_i, \beta | X) = \text{Prob}(Y_1 = 1 | X) * \dots * \text{Prob}(Y_M = 1 | X) * \text{Prob}(Y_{M+1} = 0 | X) * \dots * (\text{Prob}(Y_N = 0 | X)) \quad (18)$$

Por equiprobabilidad se obtiene lo siguiente

$$L(.) = \prod_{i=1}^M \text{Prob}(Y_i = 1) * \prod_{i=M+1}^N \text{Prob}(Y_i = 0) \quad (19)$$

Tomando logaritmo natural de la anterior función de verosimilitud se obtiene:

$$L^* = \ln L(.) = \sum_{i=1}^M \text{Prob}(Y_i = 1) + \sum_{i=M+1}^N \text{Prob}(Y_i = 0) \quad (20)$$

La anterior función de distribución muestral se articula al modelo Ocio Consumo a través de la comparación de las variables: salario de reserva y salario potencial de mercado, las cuales no son observables y tienen un componente aleatorio. Recuerde que la variable aleatoria Y_i de la expresión (20), toma dos valores, uno si el individuo participa, es decir, cuando el salario potencial de mercado (salario ofrecido) al menos iguala al salario de reserva; y toma el valor de cero, si el individuo decide no participar, ocurre cuando el salario potencial de mercado no supera al salario de reserva. El salario de reserva y el salario potencial de mercado dependen de una serie de variables explicativas que se exponen con detalle a continuación. Se aclara que para facilitar el proceso de maximización de la función de verosimilitud es conveniente transformarla en términos de logaritmos.

Para la estimación del modelo empírico se debe tener en cuenta que si un individuo participa en el mercado laboral, este pertenece a la población económicamente activa (PEA) y si no lo hace pertenece a la población económicamente inactiva (PEI). Una vez aclarado este aspecto se procede a definir que variables afectan tanto al salario potencial de mercado como al salario de reserva. Para el salario potencial de mercado se tiene el siguiente modelo.

$$W_i = \alpha_0 + \alpha_1 EDUCAT_i + \alpha_2 EDAD_i + \alpha_3 EDAD^2_i + \varepsilon_i \quad (21)$$

$(\neq 0)$ $(+)$ $(-)$ $(+)$

Donde:

EDUCAT_i: Años de educación aprobados por el individuo i.

EDAD_i: Proxy de años de experiencia del individuo i, la edad se toma como una proxy de los años de experiencia.

EDAD²_i: Captura los rendimientos decrecientes de la experiencia sobre el salario de mercado.

ε_i: La perturbación aleatoria del salario de mercado, capta lo no observable o latente del salario potencial de mercado.

Los signos debajo de cada una de las variables representan el efecto que teóricamente deberían tomar los coeficientes, se espera que los años de educación y experiencia tengan efectos positivos, y EDAD² su efecto es negativo debido los rendimientos decrecientes de los años de experiencia, los primeros años de experiencia tiene un efecto positivo en la participación, pero a partir de un cierto punto, la experiencia tiene efecto negativo sobre la participación laboral.

En lo referente a las variables explicativas del salario de reserva, en este modelo se incluirán, el género (BSEXO), la condición de ser jefe de hogar (BJEFE), una variable categórica para el estrato socioeconómico (ESTRA) la cual toma el valor de uno para estratos bajos (uno y dos), dos para estratos medio (tres y cuatro) y tres para el estratos altos (cinco y seis), y por último se incluye los ingresos del cónyuge. Entonces el salario de reserva empíricamente se modelaría de la siguiente forma:

$$W_i^* = \tau_0 + \tau_1 BSEXO_i + \tau_2 BJEFE_i + \tau_3 ESTRA_i + \tau_4 INGCONY_i + U_i \quad (22)$$

$(\neq 0)$ $(\neq 0)$ $(-)$ $(-)$ $(\neq 0)$

Donde:

BSEXO_i = Variable Dummy, para el género masculino igual a uno.

BJEFE_i = Variable Dummy, para los jefes de hogar igual a uno.

ESTRA_i = Variable Categórica, para estrato bajos uno, medio dos y alto tres.

INGCONY_i = Ingresos del cónyuge.

Los efectos mostrados por los signos debajo de cada variable, son los siguientes, ser jefe de hogar reduce el salario de reserva, con respecto a las variables sexo e ingresos del cónyuge no se puede anticipar el efecto, para el efecto del estrato socioeconómico, se plantea la hipótesis que los individuos de estratos bajos tienen menor salario de reserva.

Como se trata de establecer las decisiones de los individuos de participar o no participar, la cual está relacionada con la comparación de las variables no observables W_i y W_i^* . El siguiente paso es unir los dos modelos planteados con el fin de obtener un modelo de elección discreta que tiene en cuenta la relación de las variables latentes ($W_i - W_i^*$), en este modelo se agrupan las variables del vector Z_i de la ecuación (7) y las variables del vector V_i de la ecuación (8), en el vector X_i , ecuación (14). El modelo empírico a estimar que guía la investigación de los determinantes de la participación laboral en el área metropolitana de Pasto, utilizando la metodología Logit, es el siguiente.

$$BPARI = \beta_0 + \beta_1 EDUCATI + \beta_2 EDADI + \beta_3 EDAD^2i + \beta_4 BSEXOi + \beta_5 JEFEI + \beta_6 BESTRAi + \beta_7 INGCONYi + \gamma_i \quad (23)$$

La variable dependiente $BPARI$ toma el valor de uno si el individuo participa y cero en caso contrario. En el modelo anterior se debe tener en cuenta que las variables relacionadas con el salario potencial de mercado no cambian al signo, pero las relacionadas con el salario de reserva lo cambian en dirección contraria, por ejemplo, para la variable jefe de hogar, que tenía efecto negativo en el salario de reserva en el modelo de participación pasa a tener efecto positivo, es decir, los jefes de hogar participan más que los no jefes de hogar.

5. Algunas Estadísticas descriptivas

Para realizar el ejercicio microeconómico se utilizará información de la Encuesta Continua de Hogares, segundo trimestre de 2006 (ECH 2006:2) del DANE. Antes de empezar a estimar el modelo es conveniente realizar un análisis descriptivo, el cual permite entrever cuales son los principales determinantes y sus respectivos efectos en la oferta laboral de Pasto a nivel general como a nivel de hombres y mujeres. En el cuadro (1) se presentan los porcentajes de los individuos de la muestra que participan y no participan con base en las diferentes variables del modelo.

Cuadro 1
Porcentaje participación laboral según características del individuo,
en el área metropolitana de Pasto.

VARIABLE	PARTICIPACIÓN	
	PARTICIPA (%)	NO PARTICIPA (%)
Edad		
De 12 a 18	18,85%	81,15%
De 19 a 24	65,51%	34,49%
De 25 a 49	86,07%	13,93%
De 50 a 59	73,08%	26,92%
De 60 Mas	34,71%	65,29%
Nivel Educación	PARTICIPA (%)	NO PARTICIPA (%)
Ninguno	39,51%	60,49%
Primaria Incompleta	62,93%	37,07%
Primaria Completa	61,26%	38,74%
Secundaria Incompleta	42,03%	57,97%
Secundaria Completa	75,97%	24,03%
Superior Incompleta	59,06%	40,94%
Superior Completa	89,42%	10,58%
Género	PARTICIPA (%)	NO PARTICIPA (%)
Hombre	71,82%	28,18%
Mujer	57,31%	42,69%
Jefe Hogar	PARTICIPA (%)	NO PARTICIPA (%)
Jefe	81,25%	18,75%
No Jefe	55,93%	44,07%
Estrato	PARTICIPA (%)	NO PARTICIPA (%)
Bajo	66,32%	33,68%
Medio	63,10%	36,90%
Alto	66,43%	33,57%

Fuente: Cálculos propios con base en ECH 2006:2

Según la información del cuadro (1), se observa con respecto a la edad (como proxy de la experiencia), que a mayor edad mayor participación, esto pasa hasta el rango de edad de 25 a 49 años, máxima participación 86.07%, a partir del rango 50 a 59 años la participación empieza a decrecer. Con respecto a los niveles de educación se observa que a medida que se incrementa el nivel de educación, en niveles completos, la participación en el mercado laboral se incrementa, con ningún nivel participan el 39.51% y con educación superior completa participan el 89.42%. También se observa que los hombres participan en mayor porcentaje con respecto a las mujeres, igual sucede con los jefes de hogar, estos participan más con respecto a los no jefes. En lo referente al estrato, las participaciones del estrato bajo y alto son muy similares, además se observa que la participación del estrato medio es algo menor con respecto a los estratos bajos y altos.

Para verificar, aunque no muy formalmente, la presencia de diferencias entre mujeres y hombres al interior de cada variable se utiliza un estadístico “t” de diferencia de medias con igual varianza entre grupos (el test también se realizó para varianzas no iguales entre grupos y el resultado fue similar). En cada variable se realiza una diferencia de medias (Media Mujer – Media Hombre), y a cada diferencia se encuentra asociado un estadístico “t” con su respectivo P-Valor, si la diferencia entre las medias de los dos grupos (mujer y hombre) no es estadísticamente significativa el valor del P-Valor es mayor que 0,05 o 0,10. El cálculo de estas estadísticas se encuentra en el cuadro (2).

Cuadro 2
Diferencia de medias (mujer - hombre), variables del modelo de participación en el área metropolitana de Pasto

VARIABLES MODELO	Media MUJER	Media HOMBRE	t - test	P-Valor*
PARTICIPA	0,5731	0,7182	-11,5524	0,0000
AÑOS EDUCACIÓN	8,1085	8,0891	0,1395	0,4445
EDAD	32,1998	29,3387	6,0200	0,0000
JEFE	0,6835	0,8724	-9,8365	0,0000
NO JEFE	0,5484	0,5795	-1,8756	0,0304
ESTRATO BAJO	0,5940	0,7423	-5,6123	0,0000
ESTRATO MEDIO	0,5659	0,7105	-9,9699	0,0000
ESTRATO ALTO	0,6125	0,7333	-1,4996	0,0680
INGRESOS CÓNYUGE	64880,15	3375,68	13,3988	0,0000

Fuente: Cálculos propios con base en ECH 2006:2, *P-Valor con un I.C. del 95%.

Al analizar el cuadro (2) se observa que para la variable dependiente del modelo, PARTICIPA, la diferencia de medias de los dos grupos es estadísticamente significativa, es decir, el género afecta las decisiones de participar a favor de los hombres. En la mayoría de las variables se encuentran diferencias estadísticamente significativas entre mujeres y hombres, la única variables donde no se presenta estas diferencias a ningún nivel de significancias son años de educación, quiere decir que no hay diferencias significativas en la educación entre hombres y mujeres.

En todas las variables (excepto ingreso cónyuge) la participación favorece al género masculino, dado el signo negativo del estadístico t-test, por ejemplo en todos los estratos, los hombres participan más que las mujeres, aunque en el estrato alto la significancia estadística del test no es muy elevada (0,068). Los ingresos del cónyuge, según el valor de las medias hay una marcada diferencia entre los ingresos del cónyuge del hombre y de la mujer, significa que los ingresos de los hombres son mayores al de las mujeres.

6. RESULTADOS MODELO DE PARTICIPACIÓN LABORAL

Para la estimación del modelo, expresión (23), como se mencionó anteriormente se trabaja con un modelo tipo Logit, el cual se estima a través del método de máximo-verosimilitud. Siguiendo a Cameron y Trivedi (2005), y Wooldridge (2002), para la estimación se tiene en cuenta la matriz robusta de White con el fin de superar los problemas de heterocedasticidad, presente por lo general en este tipo de modelos microeconómicos (corte transversal), donde la varianza de las perturbaciones no son constantes debido a la heterogeneidad presentada entre los distintos individuos de la muestra.

Los resultados mostrados en el cuadro (3), muestran dos columnas por cada modelo, columna coeficiente muestra el valor del coeficiente y la columna EFM muestra los efectos marginales. Los efectos marginales muestran el impacto que tiene una variable explicativa en la variable dependiente, permaneciendo el resto de variables explicativas constantes (Ceteris Paribus en el sentido económico y derivada parcial $(\partial Y/\partial X)$ en el sentido matemático). Se debe tener en cuenta que estos efectos marginales según, Greene (2000), no son constantes y dependen del vector de características de cada individuo. La estimación del modelo se encuentra en el cuadro (3).

Cuadro 3
Estimación tipo LOGIT, modelo de participación laboral del área metropolitana de Pasto

VARIABLES	GENERAL		MUJER		HOMBRES	
	Coefficientes	EFM	Coefficientes	EFM	Coefficientes	EFM
EDUCAT	0.0251***	0.0054***	0.03806***	0.0093***	0.03853**	0.0054**
EDAD	0.3366***	0.0730***	0.2673***	0.0653***	0.5070***	0.0711***
EDAD^2	-0.0042***	-0.0009***	-0.0034***	-0.0008***	-0.0059***	-0.0008***
BSEXO	0.7999***	0.1698***				
BJEFE	1.3353***	0.2577***	1.1980***	0.2621***	0.8546***	0.1186***
ESTRATO MEDIO	-0.2620***	-0.0553***	-0.2640**	-0.0637**	-0.2058	-0.0278
ESTRATO ALTO	-0.3169	-0.0721	-0.3556	-0.0883	-0.2133	-0.0319
INGCONY	2.16e-6***	4.69e-7***	2.26e-6***	5.52e-7***	0.00002***	2.91e-6***
CONSTANTE	-5.5649		-4.3816***		-6.9677	
N	5770		3155		2615	
Log - Verosimilitud	-2656.18		-1661.84		-907.31	
Pseudo R2	0.2962		0.2282		0.4166	
* p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001						

Fuente: Cálculos en STATA 10.0 con base en ECH 2006:2

Las estimaciones del modelo de participación se efectúan a tres niveles: general, mujeres y hombres. Los resultados muestran que la gran mayoría de los coeficientes son estadísticamente significativos y tienen los signos teóricamente esperados. Con respecto a las variables relacionadas con el salario potencial de mercado (w), al analizar los efectos marginales se observa, columna (EFE), que un año formal de educación tiene un efecto positivo y significativo, para el caso del modelo general (hombres y mujeres) un año de educación adicional incrementa la probabilidad de participar en un 0.54%, en el modelo de mujeres 0.93% y en el de hombres 0.54%. Este resultado sugiere que los individuos con mayores niveles de educación tienden a ofrecer más su fuerza laboral, un resultado lógico, pues se supone que los individuos incrementan su escolaridad con el fin de hacer parte del mercado de trabajo y encontrar mejores oportunidades laborales.

Igualmente los efectos asociados a la edad, como proxy de la experiencia, son estadísticamente significativos y tienen los signos esperados, experiencia positivo y experiencia al cuadrado negativo, es decir, empíricamente se corrobora que la experiencia presenta rendimientos marginales decrecientes. Un año adicional de experiencia induce un incremento en la probabilidad de participar del 7.3% (en el modelo general) y a partir de un

determinado número de años de experiencia, estos tienen un efecto negativo en la probabilidad de participar, este resultado se presentan también en mujeres y hombres.

Lo encontrado está en línea con el análisis descriptivo del cuadro (1), donde se observa que las personas maximizan su participación en el rango de edad de 25 a 49 años con el 86.07%, después de este rango la participación disminuye, en el rango 50 a 49 años es de 73.08% y para mayores de 60 años es del 34.71%. Se puede pensar que las personas entre 50 y 60 años participan menos por cuestiones relacionadas a la jubilación y también porque la productividad laboral, por lo general, tiene un comportamiento de rendimientos marginales decrecientes, es decir, la productividad alcanza un nivel máximo, y a partir de ese nivel empieza a decrecer.

En lo referente a las variables relacionadas con el salario de reserva se observa (modelo general) lo siguiente en la variable sexo, los hombres participan con una probabilidad 16.98% mayor frente a las mujeres. Igualmente los Jefes de hogar participan con mayor probabilidad del 25.77% con respecto a los no jefes de hogar. Con este resultado se corrobora que los hombres y los jefes de hogar tienen menor salario de reserva con respecto a las mujeres y los no jefes respectivamente, este aspecto se debe a que por lo general, los hombres y los jefes de hogar tienen la responsabilidad de sostener económicamente el hogar y por tanto sus aspiraciones de salario se reducen a la hora de aceptar un empleo con respecto a los individuos que no tiene este tipo de responsabilidades. Igualmente dada la responsabilidad económica de los hombres y los jefes de hogar, estos tienen mayores incentivos para hacer parte de la fuerza laboral.

Con respecto al estrato los resultados encontrados muestran que las personas de estrato medio participan menos (participación menor en 5.53% en el modelo general) que las de estrato bajo, categoría de comparación, este resultado es estadísticamente significativo, se comprueba que los estratos bajos tienen menor salario de reserva, dada su condición socioeconómica y nivel de educación sus aspiraciones de salario se reducen con respecto a los estratos medios. Pero al comparar el estrato alto con el bajo, la diferencia no es estadísticamente significativa (aunque el signo es negativo), se podría decir que no hay diferencias significativas en los que respecta a participación entre estos dos estratos.

Lo anterior se puede explicar no porque los individuos de estrato alto tengan un salario de reserva parecido al de los estratos bajos, sino más bien porque en la clase alta las personas tienen un mayor nivel de educación y por tanto su tasa de retorno de la educación es mayor con respecto a las

personas de estratos bajos, Marcillo y Riascos (2010), significa que no participar para el estrato alto tiene un elevado costo de oportunidad, al dejar de percibir altos ingresos derivados de un mayor grado de educación. Igualmente este resultado puede estar asociado al nivel alto de redes sociales con que cuentan los estratos altos, factor que estimula la mayor participación laboral, de todas formas se recomienda profundizar este tema en futuras investigaciones.

El mismo resultado se encuentra para el modelo estimado solo para mujeres, el estrato medio participa estadísticamente menos que el bajo, pero en el estrato alto la diferencia no es estadísticamente significativa con respecto al bajo. Aunque el nivel de significancia es menor, tiene las mismas implicaciones, el resultado nuevamente se asocia a el nivel de educación, las mujeres de estratos altos tienen un nivel de educación alto lo que las incentiva a ofrecer su fuerza de trabajo en el mercado laboral en lugar de quedarse inactivas. En lo referente al modelo de hombres no hay diferencias estadísticamente significativas a nivel de estrato en el área metropolitana de Pasto, quiere decir que independientemente del estrato los hombres ofrecen su fuerza de trabajo, resultado que puede estar asociado a que la mayoría de los jefes de hogar son hombres, y son los responsables del sostenimiento del hogar e independientemente a la clase social que pertenezca, a su cargo está la responsabilidad del sostenimiento económico del hogar, y por tanto hay que participar en el mercado laboral.

Los ingresos del cónyuge en el área metropolitana de Pasto resultaron tener efecto positivo y estadísticamente significativo en todos los modelos, en principio se esperaba que el efecto fuese negativo, porque si los ingresos del cónyuge son altos, no hay mayor necesidad de participar por parte del otro cónyuge. Sin embargo este es un resultado, siendo un poco atrevido en el análisis, que en principio está relacionado con el incremento en la participación de miembros secundarios del hogar, en lo que tiene que ver con el trabajador alentado (los miembros secundarios del hogar participan más motivados por los ingresos altos que se perciben en el entorno). Como es sabido el año 2006 (año de la ECH utilizada para este trabajo) fue un año de expansión económica, donde los ingresos son altos, aspecto que motiva a la mayor participación de los miembros secundarios del hogar, incluidos los cónyuges que antes no participaban. Sin embargo para contrastar esta hipótesis (trabajador alentado) se necesita analizar la participación laboral en el tiempo, donde se analicen años de contracción y expansión económica, como en Santamaría y Rojas (2001), un interesante trabajo para tener en cuenta en futuros estudios sobre el tema.

7. CONCLUSIONES

El ejercicio de microeconometría aplicada a través de la estimación de un modelo Logit, tomando como soporte teórico el modelo Ocio Consumo, permitió identificar algunos determinantes importantes de la participación laboral en el área metropolitana de Pasto para el segundo trimestre del año 2006. En cuanto a los determinantes capturados por las variables cuantitativas del modelo se observa que a mayor educación mayor participación laboral, es decir, las personas con mayor nivel académico tienen incentivos para ofrecer más su fuerza laboral. La edad o experiencia tienen rendimientos marginales decrecientes, en principio un año adicional de educación formal incrementa la participación, pero a partir de un determinado número de años, la participación disminuye, aspecto relacionado con la jubilación en las etapas finales de la vida laboral.

Con respecto a los ingresos del cónyuge se observa que a mayor ingreso mayor participación laboral, este es un resultado que se debe analizar con mayor sofisticación y profundidad en futuras investigaciones y verificar si el resultado está asociado con la hipótesis del trabajador alentado. Para las variables cualitativas del modelo, se observa que los hombres participan más que las mujeres, los jefes de hogar ofrecen más su fuerza laboral que los no jefes, resultado en línea con el menor salario de reserva de los hombres y los jefes de hogar.

Al analizar la variable estrato socioeconómico en el área metropolitana de Pasto, en el modelo general (hombres y mujeres) se observa que los individuos de estratos medios participan menos que los de estratos bajos, el resultado es estadísticamente significativo y está asociado al menor salario de reserva de los estratos bajos, dada sus condiciones socioeconómicas. Entre los estratos bajos y altos no hay diferencias estadísticamente significativas, resultado relacionado con el mayor nivel académico y mejores redes sociales de los estratos altos (y no por aspectos relacionados con el salario de reserva), lo cual hace que el nivel de participación de los estratos altos sea semejante al de los estratos bajos. Para el modelo de hombres la variable estrato socioeconómica no es relevante en lo que respecta a la participación laboral, es decir, no hay diferencias significativas para hombres en lo concerniente a la participación laboral controlando por estrato social. En el caso de las mujeres los resultados son similares a los del modelo general.

Uno de los principales resultados encontrados en este trabajo, es la mayor participación laboral de los estratos bajos, lo anterior tiene como

implicación la existencia de una elevada tasa de desempleo en estos estratos. Entonces el gobierno ante esta situación debe plantear políticas que permitan disminuir la tasa de desempleo en este segmento de la población, una alternativa aunque muy cortoplacista es incrementar la tasa de escolaridad de los jóvenes en edad de estudiar (14 a 25 años) de los estratos bajos, con esta medida los jóvenes en lugar de ofrecer su trabajo se dedican a estudiar y de esta forma no hacen parte de la población desempleada.

Una medida de política a juicio de los autores, más importante, es el estímulo a la creación de empleo a través de medidas encaminadas a transformar la estructura productiva de la región, en el caso de Pasto y Nariño dada su estructura económica (fuerte vocación agrícola), sería conveniente implementar políticas orientadas a incentivar y desarrollar un sector agroindustrial sólido, capaz de absorber toda la mano de obra que decide participar, especialmente la de los estratos bajos. Además esta medida permite emplear el personal que se capacita a través de la primera política planteada (Incrementar la tasa de escolaridad juvenil en estratos bajos), ya que no es muy eficiente en términos económicos tener personas capacitadas si no hay donde emplearlas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARANGO, L. E. y POSADA, C. (2003). "La participación laboral en Colombia", Fedesarrollo, Coyuntura Social, No. 28, Junio.
- ARANGO, L. E., POSADA C. E. y CHARRY A. (2004). "La participación laboral en Colombia según la nueva encuesta: ¿cambian sus determinantes?" Borradores de Economía No. 250 Banco de la República.
- AYALA, U. (1987). "Hogares, participación laboral e ingresos", en Ocampo y Ramírez (edts) (1987); El problema laboral colombiano. Informes especiales de la Misión de Empleo. SENA, DNP, Contraloría General de la República. Tomo I.
- CAMERON, C. y TRIVEDI, P. (2005). Microeconometrics: Methods and Applications. Cambridge.
- CASTELLAR, C. y URIBE, J. (2001). "Determinantes de la participación en el mercado de trabajo del área metropolitana de Cali en diciembre de 1998" CIDSE, Documentos de trabajo 56. Cali: Universidad del Valle.
- _____, ____ y _____. (2002). "La participación en el mercado de trabajo: componentes micro y macroeconómico", Anuario de investigación CIDSE 2002. Universidad del Valle.
- GREENE, W., (2000). Econometric analysis, Fourth Edition, Practice- Hall International.
- HECKMAN, J. (1974). "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply" The Econometric Society, Vol. 42, No. pp. 679-694.
- HECKMAN, J. (1993). "What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years?", American Economic Review, Vol. 83, No.2.
- KOSTERS, M. (1967). "Effects of an Income Tax on Labor Supply," in Arnold Harberger and Martin Baily, eds., The Taxation of Income From Capital, Washington, DC: Brookings Institution, pp. 301-21.
- LÓPEZ, H. (2001). "Características y determinantes de la oferta laboral colombiana y su relación con la dinámica del desempleo". En: Miguel Urrutia (Ed.), Empleo y Economía, Banco de la República.
- MARCILLO, E. y RIASCOS, C.A. (2010). "Una aproximación a los rendimientos sociales de la educación en Colombia y sus diferencias regionales". Documento de trabajo CIDSE. No. 126. Cali: Facultad de Ciencias Sociales y Económicas, Universidad del Valle.
- MCCONNELL, C., BRUE, S. y MACPHERSON, D. (2003). Economía Laboral, Sexta edición adaptada en Español. Madrid: Mc Graw Hill.
- MISIÓN DE EMPLEO, INFORME FINAL (1986). "El problema laboral colombiano: diagnósticos, perspectivas y políticas". Economía Colombiana. Agosto-Septiembre.
- PENCAVEL, J. (1986). "Labor supply of men: a survey", cap. 1 de Handbook of Labor Economics, Vol. 1 (O. Ashenfelter y R. Layard, editores), North Holland: Elsevier Science.
- RIBERO, R. y MEZA, C. (1997). "Determinantes de la participación laboral de hombres y mujeres en Colombia: 1976-1995", Archivos de Macroeconomía No. 63, DNP, Colombia.
- SANTA MARÍA, M. y ROJAS, N. (2001). "La participación laboral: ¿qué ha pasado y qué podemos esperar?", en Archivos de Macroeconomía, DNP, documento 146, Bogotá.
- TENJO, J. y RIBERO, R. (1998). "Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia", documento de trabajo del CEDE. Colombia: Universidad de los Andes.
- WALES, T.J. and WOODLAND, A.D. (1976) Estimation of Household Utility Functions and Labor Supply. International Economic Review, Vol. 17, No. 2 (Jun., 1976), pp. 397-410. Osaka University.
- WOOLDDRIDGE, J. (2002). Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. MIT.