

**FACTORES ASOCIADOS A LA PARTICIPACIÓN LABORAL JUVENIL EN
COLOMBIA: UN ANÁLISIS POR RANGOS DE EDAD (GEIH II trimestre de 2014)**

MIGUEL ÁNGEL RODRÍGUEZ AGREDO

**Trabajo de Grado para optar por el título de
ECONOMISTA**

**Dirigida por
DIANA MARCELA JÍMENEZ RESPTREPO**

**UNIVERSIDAD DEL VALLE
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES Y ECONÓMICAS
PROGRAMA DE ECONOMÍA
CALI
2015**

TABLA DE CONTENIDO

1. INTRODUCCIÓN.....	4
2. ESTADO DEL ARTE.....	5
3. REFERENTES CONCEPTUALES	10
4. METODOLOGÍA DEL MODELO DE PARTICIPACIÓN LABORAL.....	14
4.1. MODELO DE ELECCIÓN BINARIA LOGIT	14
4.2. LOGIT MULTINOMIAL Y ORDENADO	15
4.3. MODELO DE PARTICIPACIÓN LABORAL.....	16
5. ANÁLISIS.....	18
5.1. ALGUNAS ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS.....	18
5.2. RESULTADOS DEL MODELO DE PARTICIPACIÓN LABORAL	21
6. CONCLUSIONES.....	24
7. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA	27
8. ANEXOS	30

**FACTORES ASOCIADOS A LA PARTICIPACIÓN LABORAL JUVENIL EN
COLOMBIA: UN ANÁLISIS POR RANGOS DE EDAD
(GEIH II trimestre de 2014)**

RESUMEN

En este documento se tiene como objetivos analizar y describir algunos de los factores asociados a los determinantes de la participación laboral juvenil, teniendo en cuenta tres rangos de edad que se establecen a partir de lo que se concibe en la definición de joven. Para este análisis se utiliza el segundo trimestre de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) del año 2014, donde se estiman un modelo Logit multinomial Ordenado. Entre los resultados más importantes se encuentra la validación de la relevancia de los ingresos familiares como factor determinante en la participación juvenil en el mercado laboral.

Palabras claves: Participación laboral, Modelos de elección cualitativa, Logit Ordenado, Jóvenes, Rangos de edad.

1. INTRODUCCIÓN

Según las Naciones Unidas, los jóvenes son el conjunto de la población entre los 15 y 24 años de edad y representan alrededor del 18% de la población mundial, siendo esta población, una población relevante para el cambio social, el desarrollo económico y el progreso técnico. Según la Organización Internacional del Trabajo (OIT) los jóvenes tienen tres veces más probabilidad de estar desempleados que los adultos, y cerca de 75 millones de jóvenes en el mundo están buscando trabajo.

Dado lo anterior, es de vital importancia considerar el mercado laboral de los jóvenes, ya que hacen parte de la oferta de trabajo y con el paso de los años harán parte de la población adulta, donde se podría llegar a evidenciar los efectos de la experiencia y las relaciones sociales formadas en su juventud. Por ello se busca caracterizar la participación laboral juvenil, dando a conocer los efectos según algunos rangos de edad, puesto que la estructura por edades permite captar aspectos demográficos o socioeconómicos que pueden ser distintos en cada rango. Este objetivo se desea alcanzar bajo la siguiente hipótesis: los impactos de las variables que determinan la participación laboral juvenil son diferentes para cada rango de edad. Es decir, que las razones por las cuales los jóvenes deciden participar en el mercado de trabajo tienen diferentes efectos según la edad del joven.

En Colombia, la juventud es considerada el conjunto de la población entre los 14 y 28 años de edad y, según el DANE, para el año 2014 la población joven representó el 32,6% de la población en edad de trabajar, la cual viene incrementando desde el 2012. La tasa global de participación para la población joven es del 57,9% manteniéndose entre las tres más altas tasas globales de participación juvenil en los últimos diez años. Dicha participación laboral tiene un impacto sobre la economía y específicamente sobre la oferta laboral, ya que se puede incrementar el desempleo debido a las exigencias del mercado frente a lo que puede ofrecer la población joven, lo que finalmente lleva a la presencia de trabajos informales o incluso ilegales para quienes son excluidos, ya sea por la falta de años de educación, edad u otra condición. Estos efectos negativos generados por la exclusión del mercado laboral

tienen indirectamente efectos sociales que conducen cada vez a más personas a hacer parte del círculo de la pobreza, siendo la población joven la más afectada.

En Colombia son muy frecuentes los estudios realizados en el mercado laboral para la población en general, sin embargo, son muy pocos los artículos desarrollados y enfocados a estudiar este mercado para la población joven. Este documento busca atender y ampliar el análisis en dicha población, estudiando los factores asociados a la participación laboral juvenil en Colombia, discriminando por grupos de edad, para describir algunos determinantes de la decisión de participar en el mercado de trabajo, teniendo en cuenta las características de cada grupo. En concreto, el análisis se hace aplicando un modelo Logit multinomial ordenado, con información de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) del DANE, para el segundo trimestre del 2014 correspondiente a las 13 áreas metropolitanas del país. Se realiza la escogencia de este trimestre, ya que se considera que en estos meses es donde se capta mejor el comportamiento de la población en general, al no verse afectado por eventos asociados a cambios bruscos en varias variables. Cambios que se presentan en meses como diciembre, que hacen parte de una temporada de auge de empleo o junio donde gran parte de la población joven puede encontrarse en vacaciones y por ende buscar en mayor medida empleo, lo que ocasiona a su vez cambios significativos en los resultados en la encuesta.

Luego de esta introducción se presenta un breve estado del arte que recoge una revisión de literatura nacional e internacional sobre los principales aportes a la participación laboral. En la tercera sección se exponen los referentes conceptuales sobre el modelo ocio-consumo y el uso del modelo Logit multinomial ordenado. En la cuarta sección se presentan la metodología a utilizar al igual que el modelo econométrico. La quinta sección está compuesta por dos partes, una el análisis descriptivo y el análisis de la estimación econométrica con sus resultados. Por último, se encuentran las conclusiones.

2. ESTADO DEL ARTE

Existen varios análisis de la participación laboral, que han servido de base para que con el paso de los años, se hayan aprovechado sus resultados, ofreciendo perfeccionamientos en el

tema y llevando a muchos autores al estudio del comportamiento de la oferta laboral y sus determinantes, los cuales permiten comprender el desempleo, la informalidad, el subempleo, otros factores como la calidad del empleo y salario entre otros.

El trabajo de Pencavel (1986) analiza la diferencia de la participación laboral entre hombres y mujeres a partir de elementos teóricos, presentando un análisis de la oferta de trabajo para los hombres bajo distintas características. Un aspecto importante a tener en cuenta es la estructura planteada del modelo ocio - consumo el cual sustenta la oferta laboral, llegando a la concluir que la fuerte participación masculina es influida por la responsabilidad de sostener el hogar.

Killingsworth y Heckman (1986) presentan un trabajo en el que buscan identificar los efectos de las mujeres en el mercado laboral, utilizando dos enfoques distintos, los cuales los llevaron a observar una mayor participación de las mujeres en el mercado laboral y un desplazamiento de la mujer en los trabajos manuales hacia trabajos administrativos. Este análisis tiene mayor profundidad en la explicación de la participación laboral, incluyendo factores de la mujer como la fecundidad y funciones en el hogar, los cuales representaban dificultades para participar en el mercado de trabajo.

Un análisis para el caso colombiano lo presenta Ribero (1997) quien diferencia los determinantes de la participación laboral de hombres y mujeres por un periodo de veinte años (1967-1995) aplicando un modelo probit. El modelo muestra los aumentos que se presentan en la participación femenina y los efectos que representa el tener una pareja, resaltando además que contar con niños menores de 6 años en el hogar representa un efecto positivo en los hombres y negativo en las mujeres. Esto permite dar cuenta de las diferencias que se presentan en la decisión de participar en el mercado laboral dependiendo de las características de los individuos. Para este caso se utilizaron variables como la edad, educación, estado civil, el tener hijos, la cantidad de personas en el hogar, el ser jefe de hogar e incluso los ingresos y la participación del cónyuge.

Dando continuidad al estudio anterior, Tenjo y Ribero (1998) realizan un estudio que analiza algunos aspectos microeconómicos en el mercado laboral, enfocados principalmente en los determinantes de la participación laboral y el desempleo, donde uno de los resultados más relevantes para la explicación de dicha relación, es el trabajador adicional que hace su aparición en el mercado como una alternativa para mantener los niveles de ingreso de la familia.

Reforzando lo anterior Santamaría y Rojas (2001) desarrollan un trabajo mucho más extenso, aplicado a la oferta laboral en América Latina, incluida Colombia, analizando cambios en el largo plazo, marcando un camino sobre lo que puede llegar a suceder en términos de la participación laboral. Algunos de los resultados de este análisis concluyen, al igual que muchos autores, que la disminución en el ingreso de los hogares así como el aumento en la tasa de desempleo, influyen en la decisión de participación de los miembros secundarios de las familias incluyendo a la población joven. Por tanto, toma fuerza la hipótesis del trabajador adicional, siendo esta una razón de peso para analizar de igual forma los determinantes de la participación laboral para los jóvenes, ya que son unos potenciales trabajadores secundarios. Adicionalmente, este análisis muestra el comportamiento de la participación femenina, agregando nuevas variables explicativas como la tasa de natalidad y los nuevos roles en la familia. En cuanto la técnica econométrica implementan un modelo logit.

Por otra parte Castellar y Uribe (2001) realizan un contraste entre el enfoque macroeconómico y el enfoque microeconómico en la participación en el mercado de trabajo, aplicado para el área metropolitana de Cali durante los trimestres del periodo 1988 a 1997. Un detalle muy importante es que se realiza una investigación innovadora al involucrar el análisis microeconómico y macroeconómico de forma simultánea, es decir que busca fundamentos en las variables con características individuales y variables de atributos familiares donde algunas son influenciadas por la dimensión macroeconómica del problema. Además presenta un soporte teórico que sirve de base para la realización y sustentación de nuevos análisis. Como resultado se resalta una disminución en el diferencial de la participación entre hombres y mujeres desde 1995, lo que indica

nuevamente la necesidad de un trabajador adicional, mientras que en términos generales el análisis microeconómico tuvo el resultado esperado al observarse un aumento en la participación laboral debido al ingreso de más miembros del hogar al mercado de trabajo, lo que valida los resultados de los dos artículos mencionados para Colombia.

Otros dos artículos muy relevantes en la literatura colombiana son los realizados por Arango y Posada (2002, 2003) presentando los nuevos aportes para el entendimiento de los determinantes de la participación laboral para siete ciudades (Barranquilla, Bucaramanga, Bogotá, Manizales, Medellín, Cali y Pasto) las mismas ciudades que plantearon Santa María y Rojas (2001). De aquí se define la tasa de participación laboral como el principal componente de la oferta laboral relativa, y se ratifica el efecto positivo que tiene la tasa de desempleo sobre la oferta laboral, teniendo en cuenta que a mayor desempleo en el hogar, mayor es la participación de hombres y mujeres no comprometidos, como lo afirman los autores. Posteriormente Arango y Posada (2003) realizan nuevamente el estudio pero con la Encuesta Continua de Hogares del DANE para 13 ciudades, con el objetivo de verificar si cambian los determinantes. Como resultado, en términos generales, hallan los mismos efectos en comparación con el modelo anterior, es decir, que los efectos marginales de los determinantes de la participación laboral aplicados con la ENH, no presentan cambios fuertes teniendo en cuenta el análisis realizado con ECH; aunque cabe resaltar que entre las dos encuestas hay diferencias metodológicas, unas de ellas son las definiciones para la clasificación de los individuos. Para este artículo realizan una estimación con cuatro categorías para observar las mujeres y hombres, comprometidos y no comprometidos.

Un estudio muy interesante planteado por Charry (2003) analiza la participación de las mujeres no jefes de hogar, adicionando el efecto del servicio doméstico. Este estudio permite plantear o sugerir medidas de política, lo que genera mayor relevancia a este tipo de artículos que cada vez toman más fuerza y que permiten definir cada vez mejor las características socioeconómicas colombianas. Una de las medidas sugeridas en este documento, es la de escolarizar y retirar del mercado a personas jóvenes, quienes debido a la crisis de la época de los noventas respondieron participando, lo que generaría una reducción en la tasa de desempleo nacional. Es importante resaltar el papel que presentó la

mujer no solo en este sino en la mayor parte de análisis de participación laboral que se han realizado en el país, ya que su participación cada vez se hace mayor, lo que abre más puertas para analizar las razones de dicho aumento. De igual forma, el incremento generalizado de la participación en la mujer no jefe de hogar (54.84% a junio de 2002) nos lleva a considerar otros miembros del hogar y es allí donde surge el interés de conocer el papel de los jóvenes.

Otro caso es el estudio realizado por Jiménez y Restrepo (2009), donde analizan la participación laboral femenina para Colombia, utilizando la ECH del segundo trimestre del año 2006. En este análisis se usa un modelo logit multinomial, donde estudian la participación con cuatro categorías que incluyen dos tipos de ocupaciones (trabajo manual y trabajo no manual) y considerando a su vez categorías de estrato socioeconómico (bajo y alto). Entre los resultados más importantes se encuentra la influencia del estrato en el tipo de trabajo, ya que quienes se encuentran en un estrato bajo, se encuentran ocupadas en trabajos de menor remuneración. De igual forma el efecto de la educación para movilizarse a trabajos mejor remunerados no es tan evidente en el estrato bajo y medio, como si lo es en estrato alto. Este documento es relevante para este análisis por la metodología que implementa, además de dar un indicio de lo que se puede esperar al incorporar el estrato socioeconómico en el análisis de participación juvenil.

Continuando con el mercado de trabajo juvenil, Urueña, Tovar y Castillo (2009) estudian los determinantes del trabajo infantil y escolar en el Valle del Cauca, arrojando que los niños y niñas que presentan más riesgo de realizar actividades laborales y a su vez tienen más riesgo de no asistir a sus estudios son los niños hombres de mayor edad. Los niños que viven en hogares donde el jefe de hogar tiene baja educación, los niños y niñas que viven en zonas rurales y los niños y niñas que viven en hogares con mayor número de infantes o con mayor tasa de ocupación adulta tienen mayor propensión a trabajar y no asistir a la escuela. Este artículo es relevante para este estudio por que la población infantil toma niños entre los 5 hasta los 17 años de edad, lo que permite que tenga influencia en la población juvenil, ayudando a conocer posibles perfiles para los grupos de edad que se implementarán. La base de datos que utilizaron fue la Encuesta de Calidad de Vida del año

2003. Esta situación muestra la importancia de realizar análisis más profundos que se enfoquen no solo en la población juvenil como lo es en este caso, sino en los diversos grupos poblacionales, ya que en términos del mercado laboral existe mucha información en términos del mercado en términos generales, mientras en la población joven no se cuenta con variedad de estudios.

Un gran acercamiento al análisis del mercado laboral juvenil es el planteado por Silva (2010) identificando los determinantes de la participación laboral juvenil, utilizando la GEIH de 2007. Donde muestra que su participación está condicionada por la disminución de los ingresos que se generan por los otros miembros del hogar, así como el adquirir características propias de las personas adultas como el ser jefe de hogar o contar con un cónyuge. Igualmente observan, que asistir a un plantel educativo disminuye la probabilidad de participación laboral, tanto en jóvenes como en adultos, aunque con mayor impacto en los jóvenes. De esta forma se originan nuevos estudios del mercado laboral juvenil y específicamente la participación laboral y su evolución. En este artículo dan a conocer las diferencias de los coeficientes asociados a los determinantes de la participación laboral entre jóvenes y adultos, llegando a concluir que la participación laboral de los jóvenes no depende de las características propias de los mismos jóvenes, sino sobre las condiciones socioeconómicas que los adultos a cargo les otorgan.

3. REFERENTES CONCEPTUALES

Diversas causas se le atribuyen al incremento en la participación laboral juvenil como se ha considerado en los apartados anteriores. Uno de los aspectos que sobresale es la brecha que existe entre el salario de reserva de los jóvenes económicamente activos y el salario de referencia que el mercado laboral está dispuesto a pagar, como lo afirma Silva (2010). Teniendo en cuenta lo anterior, el salario de reserva de los jóvenes lo determinan algunas características propias del individuo y su entorno familiar como lo demostraron Castellar y Uribe (2001). Por lo tanto estas características propias pueden tomar un lugar importante como variables determinantes en la participación laboral joven, siendo este el punto de referencia.

Para este estudio, el modelo adecuado para identificar la participación laboral juvenil es el modelo microeconómico de decisión entre ocio y consumo, dicho modelo será explicado teniendo como referencia el estudio de Castellar y Uribe (2001), Silva (2010) y la teoría económica.

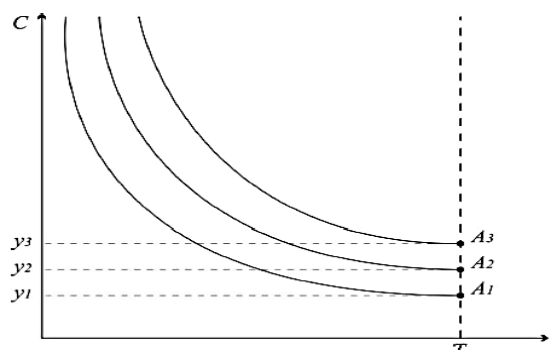
Según la teoría económica, un agente racional busca maximizar una función de utilidad (U) y se enfrenta a la disyuntiva de elegir entre dos bienes, consumo (C) y ocio (L); esta elección a la vez, se encuentra sujeta a una restricción presupuestaria que determina que el valor de los dos bienes debe ser igual al total de los ingresos del individuo. α y β son las preferencias de cada bien.

Adicionalmente, el agente afronta a una segunda restricción, debido a que el tiempo destinado para participar del mercado laboral (h) y/o dedicado al ocio (L) no debe superar al tiempo total disponible (T). Lo anterior, quiere decir que la función de utilidad del agente económico común se supone cuasicóncava de tipo Cobb-Douglas, que cumple las condiciones de primer orden tradicionales

$$(I) \quad U = u(C, L) = C^\alpha L^\beta$$
$$U'C > 0 ; U'L > 0$$

Las curvas de indiferencias o isocuantas de utilidad junto con la restricción del tiempo disponible se ilustran en el gráfico 1:

Gráfico 1. Curvas de indiferencia y restricción del tiempo disponible



Fuente: Tomado de Silva (2010)

Como indica el gráfico 1, se supone una restricción de tiempo, por tanto, el tiempo destinado a la participación laboral (h) no puede ser superior al tiempo total (T) del que dispone un agente representativo. Lo anterior indica que si el agente no decide participar en el mercado de trabajo, el tiempo utilizado al ocio será igual al tiempo disponible ($L = T$).

Por otro lado, la restricción presupuestaria indica que el consumo de los bienes debe ser igual al total de ingresos disponibles por el individuo, y teniendo presente que hasta en el punto extremo bajo el cual el individuo decide no participar en el mercado laboral (Gráfico 1, puntos A1 o A2 o A3) se puede generar un nivel de consumo mínimo según la cuasiconcavidad de la función de utilidad, el individuo puede tener ingresos no laborales (y), que se expresa de la siguiente forma:

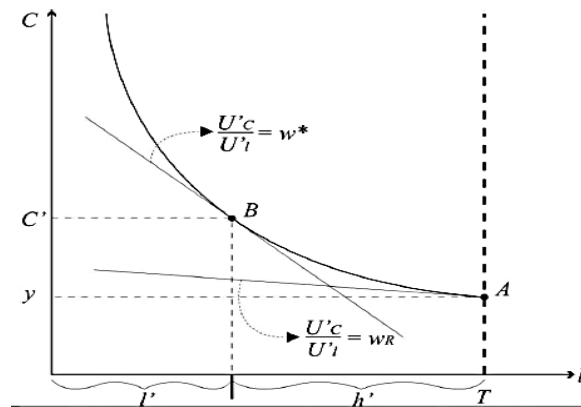
$$(2) \quad C + wL = y + wT$$

ó

$$(3) \quad C = y + w^*(T - L)$$

Donde w^* es la tasa salarial que el agente espera que los empresarios estén dispuestos a pagarle por unidad de tiempo laborado ($h = T - L$). La última ecuación implica que el consumo del individuo se determina por sus ingresos no laborales más los que pueda generar en el mercado laboral. Esta descripción junto con la restricción será representada en el siguiente gráfico.

Gráfico 2. Restricción presupuestaria y salario de reserva



Fuente: Tomado de Silva (2010)

En el gráfico 2 se observa que al considerar la interacción de la restricción presupuestaria con la isocuanta de utilidad del individuo, hay una pendiente mínima (w^* es la pendiente de la restricción presupuestaria) que producirá soluciones internas al problema de maximización. La pendiente mínima que se encuentra asociada al salario recibido por el individuo se puede tomar como el propio salario de reserva (w_R), en otras palabras, como el costo de oportunidad de participar en el mercado laboral.

Dado lo anterior, el individuo solo participará en el mercado de trabajo cuando la tasa salarial que espere que el mercado ofrezca sea superior a su salario de reserva ($w^* > w_R$); si esto se cumple, el agente económico estará ubicado en un punto como se ve en este caso en el B del gráfico 2, en el que trabajará (h') unidades de tiempo y consumirá (L') unidades de ocio con (C') unidades de bienes que son superiores que el consumo que generaría si no participara en el mercado laboral, utilizando los ingresos no laborales (y) que se encuentra en el punto A.

Si ocurre el caso contrario, donde la tasa salarial que espera el agente económico que el mercado ofrezca sea inferior a su salario de reserva ($w^* < w_R$), no participará del mercado laboral ($L = T$) y el individuo se ubicará en la solución esquina del punto A del gráfico 2.

Dicho lo anterior, se puede percibir que en el modelo ocio-consumo el determinante principal para tomar la decisión de participar en el mercado de trabajo se basa en la brecha existente entre el salario de reserva del individuo y el salario de referencia del mercado. Sin embargo, los diversos desarrollos teóricos sugieren que se deben tener en cuenta otros aspectos como las características del entorno familiar del que hace parte el agente representativo.

Uno de los principales referentes teóricos que enfoca su estudio en los determinantes del salario de referencia del mercado laboral es Becker (1964) quien se centra en la teoría del capital humano y entre sus afirmaciones se concluye que el salario de reserva depende de la acumulación de dicho capital. Para la representación del capital humano se pueden utilizar como proxys los años de educación, la experiencia, la edad, entre otras características.

4. METODOLOGÍA DEL MODELO DE PARTICIPACIÓN LABORAL

En este orden de ideas, se debe realizar una modelación econométrica que permita tener en cuenta las variables proxys que expliquen la acumulación de capital humano, así como el salario del mercado y el salario de reserva, entre otras variables que sean de vital importancia para explicar la decisión de participación laboral. Por tanto, es interesante analizar el modelo ocio-consumo a través de una metodología Logit y Logit multinomial.

4.1. Modelo de elección binaria LOGIT

Siguiendo a Gujarati (2009), P_i es la probabilidad de ocurrencia de un evento, que Y tenga un valor igual a K ; los valores de P_i varían entre cero y uno; X_i es la variable explicativa; β_1 y β_2 son los coeficientes estimados del intercepto y pendiente respectivamente:

$$(4) P_i = \beta_1 + \beta_2 X_i$$

Utilizando la función de distribución logística (acumulativa), tenemos:

$$(5) P_i = \frac{1}{1+e^{-(\beta_1+\beta_2 X_i)}}$$

Para facilidad de la exposición, se reescribe como

$$(6) P_i = \frac{1}{1+e^{-Z_i}} = \frac{e^Z}{1+e^Z}$$

Donde $Z_i = \beta_1 + \beta_2 X_i$

Se verifica que mientras Z_i se encuentra dentro de un rango de $-\infty_a | + \infty$, P_i varía entre 0 y 1, y que P_i no está linealmente relacionado con Z_i (es decir, con X_i), lo que satisface las características de un modelo probabilístico. Aunque el satisfacer esas características genera problemas de estimación de los β debido a que P_i es no lineal no solo en X sino también en las β , como se observa a partir de (5).

Si P_i , la probabilidad está dada por la ecuación (6), entonces $(1 - P_i)$, la probabilidad es

$$(7) 1 - P_i = \frac{1}{1+e^{Z_i}}$$

Por lo tanto, se puede escribir

$$(8) \frac{P_i}{1-P_i} = \frac{1+e^{Z_i}}{1+e^{-Z_i}} = e^{Z_i}$$

Donde $P_i/(1-P_i)$ es la razón de probabilidad a la que se le aplica el logaritmo natural, si se hacen transformaciones a la ecuación (5) que representen la variable dependiente en términos de logaritmos naturales y a su vez definir una relación lineal con X_i se obtendría lo siguiente:

$$(9) L_i = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = Z_i = \beta_1 + \beta_2 X_i$$

En la que L_i , el logaritmo de la razón de probabilidad, es lineal en X , y también (dando una mirada a la estimación) lineal en los parámetros. L se denomina Logit y de aquí surge el nombre para modelos como (9). El Logit es un tipo de modelo que se caracteriza por contener errores que se distribuyen de manera logística.

4.2. Logit Multinomial y Ordenado

Los modelos Multinomiales consisten básicamente en hallar una serie de parámetros de la función de verosimilitud que son solución a un conjunto de ecuaciones que tienen varios valores discretos.

Siguiendo a Pérez (2006), el modelo Logit multinomial se utiliza en el caso en que la respuesta “no ordenada” tiene más de dos posibilidades. Asumiendo que una muestra (X_i, Y_i) aleatoria de la población ($i = 1, \dots, n$), se desea saber cómo afectan los cambios en los elementos de X a las probabilidades de respuesta:

$$(10) P(Y = j|X_1, X_2, \dots, X_k) = P(Y = j|X) \text{ Donde } j=0,1,\dots,J$$

En los modelos Logit multinomial las probabilidades de respuesta son:

$$(11) P(Y = j|X) = \frac{\exp(X\beta_j)}{1 + \sum_{h=1}^J \exp(X\beta_h)} = p_j(X, \beta)$$

Con $j = 0, 1, \dots, J$

$$(12) P(Y = 0|\mathbf{X}) = \frac{1}{1 + \sum_{h=1}^J \exp(\mathbf{X}\beta_h)} = p_0(\mathbf{X}, \beta)$$

Si $J=1$ se encuentra en el caso binario.

Los modelos Logit multinomial se estiman a través del método de máxima verosimilitud. El logaritmo de la función de verosimilitud es:

$$(13) l(\beta) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^J 1[Y_i = j] \log[p_j(X_i, \beta)]$$

Generalmente a través de este método se obtienen estimadores consistentes y asintóticamente normales.

En cuanto a la estimación del modelo Logit multinomial ordenado, se tiene que la variable dependiente ahora tiene J categorías que pueden ser ordenadas, haciendo de esta una variable continua. Como en el modelo de regresión binario, se puede estimar por el método de Máxima Verosimilitud y se espera que los errores tengan una distribución logística. Para este modelo se debe asumir que la constante es igual a cero, para de esta forma ser compatible a la regresión que realiza Stata, logrando estimar los valores de todos los umbrales como lo menciona Bravo y Vásquez (2008).

Este tipo de modelos en términos de la interpretación, se consideran semejante a los del modelo discreto, ya que: “se toma en cada uno la probabilidad de decidir determinada alternativa en relación con aquella que se elija como preferencia” (Greene, 1996).

4.3. Modelo de participación laboral

En el proceso de análisis y descripción de algunos determinantes de la participación en la población joven en Colombia (entre los 14 y los 28 años de edad) y teniendo en cuenta los referentes conceptuales, se decide plantear un modelo Logit Ordenado que asume la participación de los jóvenes en el mercado de trabajo, y que además, determina el grupo de edad al que pertenecen.

La variable dependiente que se estimará es la participación de la población Joven de Colombia, asumiendo las siguientes categorías:

$$(14) \textit{Partiedad} = \begin{cases} 0 & \textit{Participa y r.edad} [14 - 18] \\ 1 & \textit{Participa y r.edad} [19 - 23] \\ 2 & \textit{Participa y r.edad} [24 - 28] \end{cases}$$

Las variables independientes utilizadas para este modelo son: sexo, estado civil, posición en el hogar, estrato, estudia, zona del país y años de educación. Resultando así:

$$(15) \textit{Partiedad} = f \left[\begin{array}{c} \textit{Sexo, Estado civil, Posición en el hogar, estrato,} \\ \textit{estudia, Zona del País, Años de educación} \\ U_i \end{array} \right]$$

Las anteriores variables están conformadas de la siguiente forma:

La variable sexo, que es una variable binaria, toma valor de 1 si es hombre y 0 si es mujer. La variable estado civil es también una variable binaria que muestra si la persona está o no comprometida, siendo comprometida las personas en unión libre (menores y mayores a dos años) y las personas casadas, la no comprometida está conformada por separado(a) viudo(a) y soltero(a). De esta forma la variable toma el valor de 1 si está comprometido y 0 si no está comprometido. En el caso de la variable posición en el hogar, es una variable categórica que indica cuál es el papel o parentesco del encuestado en el hogar que conforma: Jefe de hogar, pareja, hijo y otro. La variable estrato muestra la asignación de estrato social clasificado en Bajo, Medio y Alto.

La variable estudia, es binaria, siendo 1 si se encuentra estudiando y 0 si no lo está. Zona del País hace referencia a 4 zonas representativas: Centro, Zona Cafetera, Pacífico y Atlántico, teniendo en cuenta las trece cabeceras municipales que clasifica la GEIH. Esta variable se decide incluir para intentar identificar si hay diferencias grandes entre las distintas zonas, teniendo en cuenta la variedad de culturas presentes en el país. Las trece áreas municipales se repartieron así; La zona centro compuesta por Bogotá, Villavicencio,

Bucaramanga, Ibagué y Cúcuta. La zona cafetera por Medellín, Manizales y Pereira. La zona pacífico representada por Cali y Pasto. Y finalmente la zona Atlántica compuesta por Barranquilla, Cartagena y montería. Esta variable se crea al querer ver la influencia por áreas municipales, pero al no existir suficiente significancia en algunos municipios se decide agruparlos. Para el caso de la variable Años de educación es de carácter continuo e indica los años de escolaridad que culminó el encuestado.

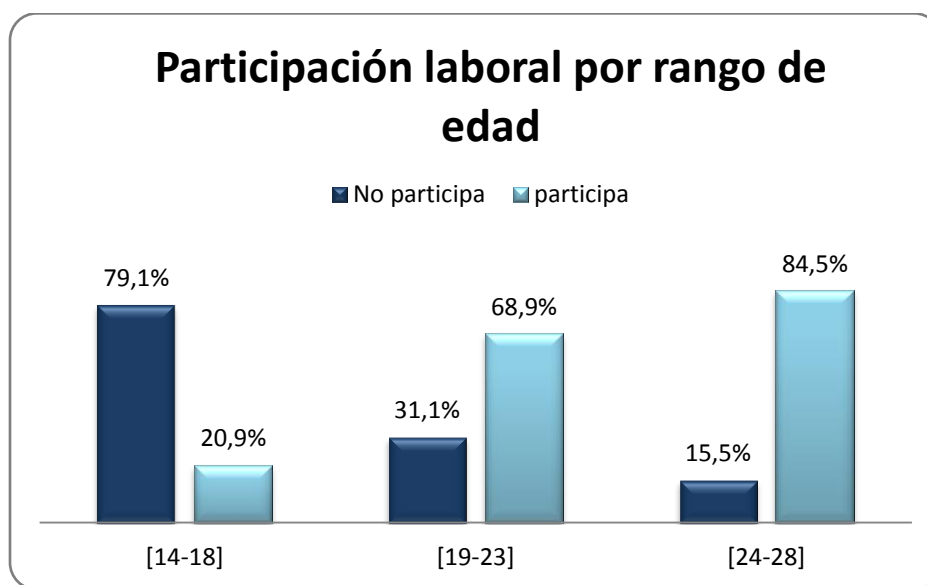
5. ANÁLISIS

En esta sección se presentan los distintos análisis que se utilizaron para explicar y describir algunos determinantes de la participación laboral juvenil, haciendo énfasis al comportamiento por grupos o rangos de edad, con el objetivo de conocer cómo se comporta esta población al diferenciar los impactos de las variables explicativas asociadas a cada uno de los tres grupos por edad.

5.1. Algunas estadísticas descriptivas

A continuación, se presentan algunas estadísticas descriptivas, que permiten ampliar la información sobre el comportamiento de los tres grupos de edad.

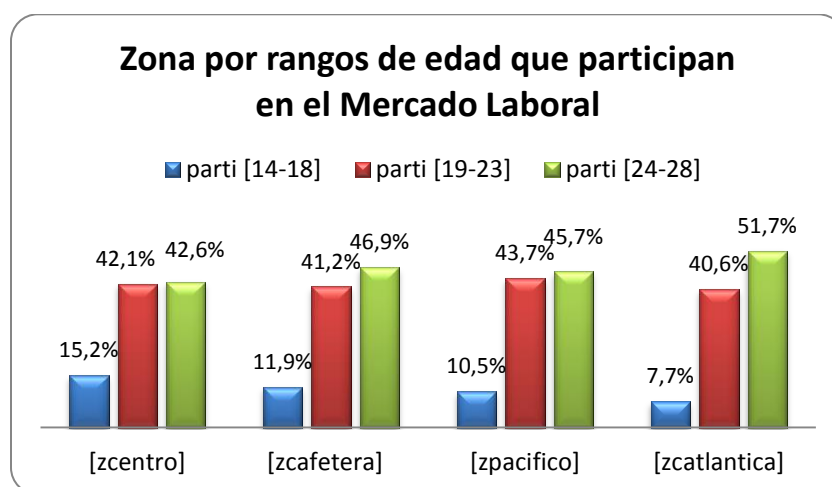
Gráfico 3. Participación laboral por rango de edad



Fuente: Cálculos propios con base en GEIH 2014-II, DANE.

El anterior gráfico evidencia la participación laboral desglosada por rangos de edad. En general se presentan unos resultados coherentes al esperar que los jóvenes de menor edad no participen en un mayor porcentaje, teniendo en cuenta que en su mayoría deberían dedicar gran parte de su tiempo al estudiar. Otro aspecto a resaltar es el incremento de la participación laboral conforme aumenta la edad, algo que puede estar asociado a razones como la finalización de estudios, la conformación de una familia, la adquisición de responsabilidades monetarias en el hogar y/o personales, entre otras, las cuales se podrían considerar como parte del ciclo de vida de las personas (véase gráfico 3).

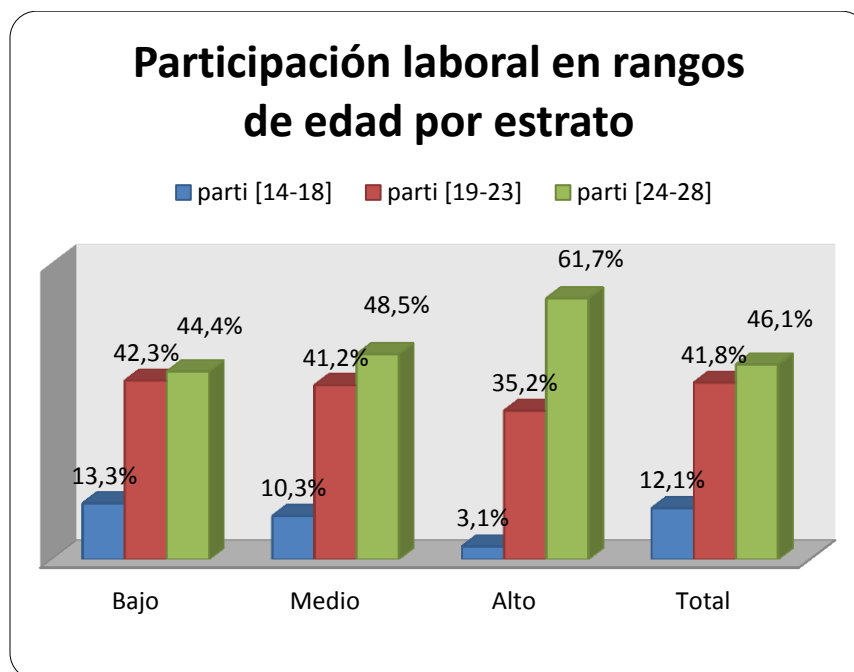
Gráfico 4. Zona del país por rangos de edad que participan en el mercado laboral



Fuente: Cálculos propios con base en GEIH 2014-II, DANE.

La participación de los jóvenes en las 4 zonas del país es relativamente simétrica en los distintos rangos de edad, siendo más alta en los dos grupos de mayor edad, debido probablemente al estar en edades donde aparecen las necesidades naturales o comunes que llevan a la participación en el mercado de trabajo (véase gráfico 4).

Grafico 5. Estrato por rangos de edad que participan en el mercado laboral



Fuente: Cálculos propios con base en GEIH 2014-II, DANE.

Ahora, al combinarse el estrato y el rango de edad, se observa que las personas entre 14 y 18 años presentan una mayor participación cuando pertenecen al estrato bajo, lo cual se puede atribuir a la necesidad de aportar a su hogar. Mientras que en el estrato alto se observa el porcentaje más bajo de participación cuando nos fijamos en el menor rango de edad, al igual que la mayor tasa de participación en el grupo de mayor edad, que también se puede explicar, debido a que los primeros pueden no tener la necesidad de contribuir, es decir, tienen un mayor salario de reserva y los mayores tienden a participar en edades en las que ya pueden haber conseguido un título de educación superior. Adicionalmente, la distribución en la participación laboral, entre rangos de edad para el estrato bajo y medio, tiene muy poca diferencia al interior de cada uno. La participación laboral de los dos más altos rangos de edad es muy similar entre ellos, lo que probablemente se relacione con que los jóvenes de niveles socioeconómicos medio y bajo se inserten rápidamente al mercado laboral y no continúen su formación académica, debido a la necesidad de aportar económicamente a su hogar. Otro aspecto a tener en cuenta es la participación de los jóvenes entre 19 y 23 en el estrato alto, quienes tienen una menor participación comparándola con sus pares de los otros estratos, esto debido probablemente a que su

condición socioeconómica les permita tener un salarios de reserva más alto, ocasionando una disminución en su participación en el mercado laboral (véase gráfico 5).

5.2. Resultados del modelo de Participación laboral

Entrando en los resultados de la estimación del modelo econométrico, es importante recordar que en la estimación multinomial, se usa como variable dependiente el participar y pertenecer a tres grupos de edad, ya expuestos. Es decir, que se está limitando a realizar un análisis enfocado a quienes participan en el mercado laboral y no en quienes no participan. Lo anterior con el objetivo de profundizar en la descripción de cada grupo de edad bajo esa condición.

Posterior a realizar la estimación se procede a interpretar los signos. En el análisis inicial se puede observar que el ser hombre y encontrarse comprometido, disminuye la probabilidad de participación laboral en los jóvenes de 14 a 18 y de 19 a 23 años. Para el caso de la posición que se ocupa en el hogar, tener posición de cónyuge, Hijo u otro miembro, aumenta la probabilidad de participar y pertenecer a cualquier rango de edad, respecto al jefe de hogar.

La segmentación social refleja que a medida que aumenta el estrato social disminuye la probabilidad de participación tanto en los jóvenes con rango de edad de 14 a 18 como en los de 19 a 23 años de edad, mientras que el encontrarse estudiando aumenta la probabilidad de participar, lo anterior respecto a los jóvenes que se encuentran en rango de edad entre 24 y 28 años de edad.

La zona tiene una relación inversa, dado que el pertenecer a la zona Cafetera, Pacífico y Atlántica disminuye la probabilidad de participar y formar parte de los grupos de edad, respecto a la zona Centro. Por último, los Años de educación evidencian que un año adicional de estudio, aumenta la probabilidad de participar, de nuevo en cualquier rango de edad.

A continuación, se realiza el test de independencia de alternativas irrelevantes de Hausman, para comprobar si los coeficientes varían de manera significativa cuando se omite una a una cada categoría de la variable dependiente.

Tabla 2. Test de Hausman.

Ho: No hay cambios al omitir una alternativa		
Categoría omitida	p-valor	evidencia
Participa [14-18]	0,001	Se rechaza la hipótesis
Participa [19-23]	0,9970	No se rechaza la hipótesis
Participa [24-28]	0,0000	Se rechaza la hipótesis

Fuente: Cálculos propios con base en GEIH 2014-II, DANE. Cálculos realizados con Stata 12.

Este test muestra coherentemente los resultados, ya que para este modelo no se cumple el supuesto de alternativas irrelevantes, debido a que dos de las tres alternativas rechazan la hipótesis. Esto lleva concluir que este supuesto no es realista, porque el eliminar una de las categorías, en este modelo alteraría de inmediato la probabilidad de hacer parte de las otras categorías.

Ahora, al no cumplirse este supuesto teóricamente lo recomendado para este tipo de análisis es implementar el modelo probit multinomial, debido a que este modelo asume normalidad en sus errores, lo que hace que no se afecte por omitir el supuesto. Sin embargo, la investigación de Long y Freese (2006), muestran que es incorrecto afirmar lo anterior, ya que el probit multinomial acepta el supuesto de independencia de alternativas irrelevantes, hecho que también se evidencia en la similitud en los resultados con respecto al modelo Logit.

Con el objetivo de alcanzar mayor validez y complementar el análisis se estima un modelo Logit multinomial ordenado con el fin de validar y ampliar el anterior modelo, teniendo en cuenta que las categorías del modelo se pueden considerar su orden. Para esta estimación se tuvo en cuenta el orden de las categorías de la variable dependiente para adaptar el modelo a este tipo de estimación.

Tabla 3. Efectos marginales de la estimación multinomial ordenada

Efectos Marginales Logit Multinomial ordenado			
f(x)= Participación por grupo de edad			
Variables	[14-18]	[19-23]	[24-28]
Sexo	-0,104298***	-0,0107955***	0,212253***
E. Civil	-0,077558***	-0,0802781***	0,1578362***
Posición en el hogar			
conyugue	0,0201661***	0,0536182***	-0,0737843***
Hijo	0,0886267***	0,1538132***	-0,2424398***
Otro	0,0852761***	0,1508188***	-0,2360949***
Estrato			
Medio	-0,0136327***	-0,0144931***	0,281258***
Alto	-0,0473639***	-0,0643476***	-0,1117115***
Estudia	0,1142933***	0,1183018***	-0,2325951***
Zona			
Cafetera	-0,0235925***	-0,0229377***	0,0465302***
Pacífico	-0,0242574***	-0,0236987***	0,0479561***
Atlántica	-0,0361669***	-0,0385704***	0,0747373***
Años educación	-0,0219293***	-0,0226984***	0,0446278***
_cons			

Fuente: Cálculos propios con base en GEIH 2014-II, DANE. Cálculos realizados con Stata 12.

Niveles de significancia: *p<.1; **p<.05; ***p<.01

En este caso el ser hombre disminuye la probabilidad en 1,04 y 1,07 puntos porcentuales de participar y pertenecer al grupo de [14-18] y [19-23] años de edad respectivamente, mientras que el ser hombre aumenta 21,2% la probabilidad de participar en el mercado laboral y estar entre los 24 y 28 años. De igual forma el estar comprometido tiene un impacto significativo en la participación de los jóvenes entre los 24 y 28 años, mientras que el estar comprometido disminuye la probabilidad de que los jóvenes que participan estén entre 14 y 18 y 19 y 23 años en 7,7% y 8% respectivamente.

La posición en el hogar muestra que el ser cónyuge, teniendo como base el jefe de hogar, aumenta en 2,01% y 5,3% la probabilidad de participar y tener [14-18] y [19-23] años respectivamente, aunque disminuye en 7,3% la probabilidad de participar y estar entre [24-28] años. Por otra parte conforme mejora el estrato socioeconómico disminuye la probabilidad de participar y pertenecer a los dos grupos de menor edad. Mientras que a las

personas que están entre [24-28] años, se les incrementa la probabilidad de insertarse al mercado laboral en 28,1% si pertenece al estrato medio y 11,1% a estrato alto (teniendo como base a quienes están en estrato bajo). En el caso de la variable estudia se da el efecto esperado, ya que el estudiar aumenta la probabilidad de pertenecer a los dos menores rangos de edad, lo que parece normal, debido a que se espera que en esos rangos de edad los jóvenes estudien. Por otra parte el estudiar disminuye en 23,6% la probabilidad de que el joven que participa en el mercado laboral esté entre [24-28] años.

Ahora, la influencia que representa la zona donde viven, nos indica que el pertenecer a la zona cafetera, pacífico y atlántica disminuye la probabilidad de participar y pertenecer a los dos menores rangos de edad teniendo como base la zona centro, puesto que la zona centro es la que mayor participación laboral representa en la población joven como se observó de igual forma en la estimación multinomial. En cuanto los efectos marginales para el tercer rango de edad son diferentes ya que el pertenecer a cualquier zona (teniendo como base la zona centro) aumenta la probabilidad de que el joven que participe pertenezca a este rango de edad.

Finalmente, un año adicional de educación, disminuye la probabilidad de participar y pertenecer al grupo de edad [14-18] y [19-23] en 2,1% y 2,2%, pero aumenta la probabilidad participar y pertenecer al grupo de edad de [24-28] en 4,4%.

6. CONCLUSIONES

El análisis que se realizó, permite observar algunos impactos y validar a su vez varios determinantes de la participación laboral juvenil. Desde las estadísticas descriptivas, se evidencia que la población joven a mayor edad, mayor es su propensión a participar en el mercado de trabajo, aunque si se puede aclarar que el estrato socioeconómico puede afectar dicha participación en distintos rangos de edad. Con lo anterior, también se puede concluir que los ingresos del hogar son un factor determinante y que influye directamente en el estrato. Lo anterior permite llegar a lo expresado por el autor al referirse a los jóvenes:

“Su participación se ve bastante condicionada a la disminución de los ingresos producidos por los otros miembros del hogar, y a la adquisición de características propias de las personas adultas a cargo de ellos, como el llegar a ser jefe de hogar o tener pareja” (Silva, 2010, p. 19).

Siguiendo con lo anterior, se puede decir que se comprueba la hipótesis del trabajador añadido o adicional, ya que al disminuir o ser bajos los ingresos familiares se ve forzada la activación de los jóvenes en el mercado de trabajo, buscando así mantener los ingresos familiares, siendo esto más evidente en los estratos medio y bajo.

Con respecto a los modelos estimados, se muestra que independientemente del sexo la influencia que ejerce sobre la participación es baja, aunque a mayor edad esta variable presenta más relevancia en la participación. El estado civil del joven también incide en la participación, pero principalmente en el rango de edad de los 24 a los 28 años, debido probablemente a que en este rango una gran cantidad jóvenes comienzan a formalizar nuevos hogares, esto hace posible que exista correlación entre ese grupo de edad y el estar comprometido, incluso puede presentarse también con el estrato y bajo nivel educativo siendo este uno de los factores asociados a la edad. En el caso de la posición en el hogar se evidencia que el tener la posición de hijo u otro miembro del hogar se asocia con mayor fuerza en los rangos de menor edad, no obstante el tener el papel de jefe de hogar representa una mayor probabilidad de participar, además de estar en el rango de edad más alto.

En cuanto a la presión que podían ejercer las zonas del país de donde provienen los jóvenes, no representó diferencias muy significativas, es claro y se mantiene en este documento que a mayor edad mayor es la probabilidad de participar en el mercado laboral. Demostrando que no se encontraron los posibles diferencias por zonas que se pensaba que podían dar. Sin embargo, es posible conseguir mayor información y mayores efectos si se considerará no solo las 13 áreas metropolitanas, sino la posibilidad de hacer un análisis por departamento, lo que permitiría fomentar distintas estrategias de política. Adicionalmente,

la participación por zonas presentó una mayor influencia en la zona centro, que puede ser atribuida al contar con la ciudad capital del país.

El estar estudiando, en términos generales disminuye la probabilidad de participar en el mercado laboral, aunque para el análisis incrementa la probabilidad conforme disminuye la edad, debido a que solo se analiza la población que participa. Por ello en la estimación binaria presenta un efecto negativo para quienes participan y están entre los 22 y 28 años de edad¹.

Finalmente, se puede concluir que uno de los más importantes determinantes para participar en el mercado laboral son los atributos asociados a la edad, incluso no a la edad misma, porque el aumento en la edad representa un incremento en las probabilidades de participación. A pesar de que se pueden presentar cambios sustanciales por efectos de la educación o por los niveles de ingreso familiar, se puede casi dar por sentado que se debe participar en el mercado de trabajo. Ahora lo importante es que la juventud o el ser joven en términos económicos puede llegar a ser el proceso de maduración para la economía de un país, y es allí donde se puede ver la importancia de este tipo de análisis, además de todos los factores que inducen a una temprana participación laboral. Dichos factores pueden ser los causales de la generación de empleos de menor calidad o incluso la informalidad. Es decir, que se puede estar desperdiciando una posible mano de obra calificada o, por qué no, un empresario que fomente empleo. Lo anterior se puede presentar si no se detectan las razones más profundas que induzcan la participación.

Por ello, es claro que se debe profundizar, y seguir estudiando este tema en trabajos posteriores que permitan desglosar de manera más detallada las características de los jóvenes manteniendo el efecto diferenciador que tiene la edad.

¹ Estimación binaria incluida en el anexo

7. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

ARANGO, Luis E. y POSADA, Carlos E. (2002). “La Participación Laboral en Colombia”. Borradores de Economía, No. 217. Banco de la República.

ARANGO, Luis E. y POSADA, Carlos E. (2003). “La Participación Laboral en Colombia según La Nueva Encuesta: ¿Cambian sus Determinantes?”. Borradores de Economía, No. 250. Banco de la República.

BECKER, Gary S. (1964). Human Capital. University of Chicago Press, Chicago.

BRAVO, David. Y VASQUEZ, Javiera (2008). Microeconometría Aplicada. Centro MICRO DATOS, Universidad de Chile.

CASTELLAR, Carlos E. y URIBE, José I. (2001). “Determinantes de la Participación en el Mercado de Trabajo del Área Metropolitana de Cali en Diciembre de 1998”. Serie Documentos de Trabajo, No. 56. CIDSE, Universidad del Valle.

CHARRY, Alejandro (2003) “La Participación Laboral de las Mujeres No Jefes de Hogar en Colombia y el Efecto del Servicio Doméstico”. Borradores de Economía, No. 262. Banco de la República. DANE (2010) Boletín de Prensa; 10 de Junio.

Departamento Administrativo Nacional de Estadística, D. (2013). Mercado laboral de la juventud (14 a 26 años) Gran Encuesta Integrada de Hogares Trimestre octubre – diciembre de 2012. Bogotá.

GUJARATI, Damodar (2009). Econometría. Englewood Cliffs, New Jersey: Editorial McGraw Hill.

IBAÑEZ, Sergio (2003). “Inserción laboral juvenil: análisis de variables relevantes y perspectivas de política”, Tesis para optar al grado de Magíster en Gestión y Políticas Públicas, Escuela de Ingeniería Industrial, U. de Chile.

JIMENEZ, Diana. y RESTREPO, Lina (2009). “¿Cómo eligen las mujeres?: un estudio sobre participación laboral femenina”, Documento de trabajo N°. 124, CIDSE, Universidad del Valle, Cali.

KILLINGSWORTH, Mark R. y HECKMAN, James J (1986). “Female Labor Supply: A Survey”, cap. 2 de Handbook of Labor Economics, Vol. 1, O. Ashenfelter y R. Layard, eds., North Holland: Elsevier Science, 1986.

LONG, Scott y FRESSE, Jeremy (2006). Regression models for categorical dependent variables using Stata, 2nd ed. College Station, TX: Stata Press.

Organización Internacional del Trabajo, O. I. T. (2012). Tendencias mundiales del empleo juvenil 2012. Ginebra: O. I. T.

PEDRAZA, Aura C. (2008). El mercado laboral de los jóvenes y las jóvenes de Colombia: realidades y respuestas políticas actuales. Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud, Manizales, Doctorado en Ciencias Sociales, Niñez y Juventud del Centro de Estudios Avanzados en Niñez y Juventud de la Universidad de Manizales y el Cinde., 853-884.

PENCAVEL, John (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.

PÉREZ L, C. (2006). Problemas resueltos de Econometría. *Thomson. Madrid.*

RIBERO R. y MEZA C. (1997). Determinantes de la Participación Laboral de Hombres y Mujeres en Colombia: 1976-1995, Archivos de Macroeconomía N° 63, DNP, Colombia.

SANTAMARIA Mauricio y ROJAS Norberto (2001). "La participación laboral: ¿qué ha pasado y qué podemos esperar?", en Archivos de Macroeconomía, DNP, documento 146, Bogotá.

SILVA, Alejandro (2010). "La participación laboral de los jóvenes en Colombia. ¿Qué nos queda por descubrir?". Revista Del Banco De La Republica ISSN: 00054828 ed: Banco de la República. v.LXXXIII fasc.997 p.1 - 15, Colombia.

TENJO Jaime y RIBERO Rocío (1998). Participación, Desempleo y Mercados Laborales en Colombia, documento de trabajo del CEDE, Universidad de los Andes, Colombia.

URUEÑA, Sebastián, TOVAR Luis y CASTILLO Maribel (2009). Determinantes del trabajo infantil y la escolaridad: el caso del Valle del Cauca en Colombia. Rev.latinoam.cienc.soc.niñez juv [online]. 2009, vol.7, n.2, pp. 707-733. ISSN 1692-715X.

8. ANEXOS

Estimación Logit multinomial

```
. mlogit partigedad bsexo ecivil i.posicionhogar i.Estrato estudia i.zona anosedu
```

```
Iteration 0: log likelihood = -13687.175
Iteration 1: log likelihood = -11949.114
Iteration 2: log likelihood = -11660.928
Iteration 3: log likelihood = -11638.696
Iteration 4: log likelihood = -11638.523
Iteration 5: log likelihood = -11638.523
```

```
Multinomial logistic regression      Number of obs   =      14001
LR chi2(24)                          =      4097.30
Prob > chi2                            =      0.0000
Log likelihood = -11638.523          Pseudo R2       =      0.1497
```

partigedad	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
parti__14_18_					
bsexo	-.1998929	.0664568	-3.01	0.003	-.3301459 - .0696399
ecivil	-1.61342	.1303976	-12.37	0.000	-1.868994 -1.357845
posicionhogar					
2	.6801337	.2755153	2.47	0.014	.1401337 1.220134
3	2.554793	.1749537	14.60	0.000	2.21189 2.897696
4	2.461408	.1809394	13.60	0.000	2.106773 2.816042
Estrato					
2	-.2662594	.0745044	-3.57	0.000	-.4122853 -.1202336
3	-1.386364	.36501	-3.80	0.000	-2.10177 -.6709572
estudia	2.117711	.0734812	28.82	0.000	1.97369 2.261731
zona					
2	-.3975998	.080719	-4.93	0.000	-.5558063 -.2393934
3	-.5124218	.1000957	-5.12	0.000	-.7086058 -.3162379
4	-.7893881	.0940914	-8.39	0.000	-.9738039 -.6049722
anosedu	-.4284508	.012056	-35.54	0.000	-.4520801 -.4048215
_cons	1.246029	.2046684	6.09	0.000	.8448863 1.647172
parti__19_23_					
bsexo	-.1082288	.0402571	-2.69	0.007	-.1871312 -.0293263
ecivil	-.5998806	.0546564	-10.98	0.000	-.7070051 -.4927561
posicionhogar					
2	.265964	.0810299	3.28	0.001	.1071484 .4247797
3	.8778238	.05986	14.66	0.000	.7605003 .9951473
4	.9298201	.0660946	14.07	0.000	.800277 1.059363
Estrato					
2	-.141049	.0438187	-3.22	0.001	-.226932 -.0551659
3	-.482678	.1355124	-3.56	0.000	-.7482774 -.2170786
estudia	.694791	.0490353	14.17	0.000	.5986836 .7908984
zona					
2	-.1669304	.0496171	-3.36	0.001	-.2641782 -.0696826
3	-.1001091	.0586239	-1.71	0.088	-.21501 .0147917
4	-.2388091	.0516475	-4.62	0.000	-.3400363 -.1375819
anosedu	-.122514	.0074315	-16.49	0.000	-.1370794 -.1079485
_cons	.9330652	.1049079	8.89	0.000	.7274496 1.138681
parti__24_28_	(base outcome)				

Test de Hausman.

Omisión de la categoría participa [14-18]:

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(12) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          =      38.53
Prob>chi2 =      0.0001
(V_b-V_B is not positive definite)
```

Omisión de la categoría participa [19-23]:

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(12) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          =      2.77
Prob>chi2 =      0.9970
(V_b-V_B is not positive definite)
```

Omisión de la categoría participa [24-28]:

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(12) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          =     917.64
Prob>chi2 =      0.0000
(V_b-V_B is not positive definite)
```

Estimación Logit.

```
. logit bpartigedad bsexo ecivil jefehogar estrato estudia zon2 zon3 zon4 zon1 anosedu
```

note: zon1 omitted because of collinearity

Iteration 0: log likelihood = -9129.0838

Iteration 1: log likelihood = -7645.872

Iteration 2: log likelihood = -7597.116

Iteration 3: log likelihood = -7596.9849

Iteration 4: log likelihood = -7596.9849

```
Logistic regression                Number of obs   =    14029
                                   LR chi2(9)       =    3064.20
                                   Prob > chi2      =     0.0000
                                   Pseudo R2       =     0.1678

Log likelihood = -7596.9849
```

bpartigedad	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
bsexo	.0969192	.0402643	2.41	0.016	.0180027	.1758358
ecivil	1.324575	.0521366	25.41	0.000	1.222389	1.426761
jefehogar	1.096091	.0685274	15.99	0.000	.9617799	1.230403
estrato	.108123	.0222552	4.86	0.000	.0645036	.1517423
estudia	-1.105822	.0462071	-23.93	0.000	-1.196387	-1.015258
zon2	.2111578	.0506761	4.17	0.000	.1118345	.3104812
zon3	.2110365	.0602997	3.50	0.000	.0928512	.3292217
zon4	.3558419	.0556484	6.39	0.000	.2467731	.4649108
zon1	0	(omitted)				
anosedu	.2244359	.0075799	29.61	0.000	.2095795	.2392922
_cons	-2.524014	.0962166	-26.23	0.000	-2.712595	-2.335433

Efectos marginales.

Marginal effects after logit

y = Pr(bpartigedad) (predict)

= .68491643

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]		X
bsexo*	.0209287	.00869	2.41	0.016	.003888	.037969	.520565
ecivil*	.2530324	.00836	30.28	0.000	.236653	.269411	.304583
jefeho~r*	.2003175	.00997	20.09	0.000	.180771	.219864	.169862
estrato	.0233336	.0048	4.86	0.000	.013929	.032739	2.16744
estudia*	-.2548055	.01086	-23.46	0.000	-.276091	-.23352	.246133
zon2*	.0446095	.01047	4.26	0.000	.024096	.065123	.241999
zon3*	.0442203	.01224	3.61	0.000	.020224	.068216	.143987
zon4*	.0737094	.01101	6.70	0.000	.052135	.095284	.215055
anosedu	.0484346	.00162	29.83	0.000	.045253	.051617	11.3182

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1

Pruebas

```
. estat class
```

```
Logistic model for bpartigedad
```

Classified	True		Total
	D	~D	
+	7933	2775	10708
-	1110	2211	3321
Total	9043	4986	14029

```
Classified + if predicted Pr(D) >= .5
True D defined as bpartigedad != 0
```

Sensitivity	Pr(+ D)	87.73%
Specificity	Pr(- ~D)	44.34%
Positive predictive value	Pr(D +)	74.08%
Negative predictive value	Pr(~D -)	66.58%

False + rate for true ~D	Pr(+ ~D)	55.66%
False - rate for true D	Pr(- D)	12.27%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	25.92%
False - rate for classified -	Pr(D -)	33.42%

Correctly classified	72.31%
----------------------	--------

Estimación Logit ordenado y efectos marginales.

```
. ologit partigedad bsexo ecivil i.posicionhogar i.Estrato estudia i.zona anosedu
```

```
Iteration 0: log likelihood = -13687.175
Iteration 1: log likelihood = -11887.956
Iteration 2: log likelihood = -11838.662
Iteration 3: log likelihood = -11838.605
Iteration 4: log likelihood = -11838.605
```

Ordered logistic regression	Number of obs	=	14001
	LR chi2(12)	=	3697.14
	Prob > chi2	=	0.0000
Log likelihood = -11838.605	Pseudo R2	=	0.1351

partigedad	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
bsexo	.1087142	.0360968	3.01	0.003	.0379656	.1794627
ecivil	.8084232	.0524353	15.42	0.000	.7056519	.9111945
posicionhogar						
2	-.3646858	.0807859	-4.51	0.000	-.5230233	-.2063483
3	-1.170933	.0583408	-20.07	0.000	-1.285279	-1.056588
4	-1.139844	.0633488	-17.99	0.000	-1.264005	-1.015683
Estrato						
2	.1435337	.0395997	3.62	0.000	.0659198	.2211477
3	.5673934	.1327997	4.27	0.000	.3071109	.827676
estudia	-1.191332	.0415545	-28.67	0.000	-1.272777	-1.109887
zona						
2	.2383996	.0444826	5.36	0.000	.1512154	.3255838
3	.2456362	.0529144	4.64	0.000	.1419258	.3493466
4	.3811341	.0474307	8.04	0.000	.2881716	.4740967
anosedu	.2285796	.0066355	34.45	0.000	.2155742	.2415849
/cut1	-.4249288	.0936428			-.6084653	-.2413923
/cut2	2.176664	.095762			1.988974	2.364354

Miguel Ángel Rodríguez Agredo

```
. margins, dydx(*) predict(outcome(0))
```

```
Average marginal effects          Number of obs   =       14001
Model VCE      : OIM

Expression   : Pr(partigedad==0), predict(outcome(0))
dy/dx w.r.t. : bsexo ecivil 2.posicionhogar 3.posicionhogar 4.posicionhogar 2.Estrato 3.Estrato
              : estudia 2.zona 3.zona 4.zona anosedu
```

	Delta-method				
	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
bsexo	-.0104298	.0034659	-3.01	0.003	-.0172227 -.0036368
ecivil	-.077558	.0051615	-15.03	0.000	-.0876745 -.0674416
posicionhogar					
2	.0201661	.0048152	4.19	0.000	.0107285 .0296037
3	.0886267	.0038477	23.03	0.000	.0810852 .0961681
4	.0852761	.0048271	17.67	0.000	.0758152 .094737
Estrato					
2	-.0136327	.0037093	-3.68	0.000	-.0209028 -.0063626
3	-.0473639	.0092922	-5.10	0.000	-.0655762 -.0291516
estudia	.1142933	.0041543	27.51	0.000	.1061511 .1224356
zona					
2	-.0235925	.0043351	-5.44	0.000	-.0320892 -.0150958
3	-.0242574	.0050592	-4.79	0.000	-.0341733 -.0143415
4	-.0361669	.0043634	-8.29	0.000	-.0447191 -.0276147
anosedu	-.0219293	.0006893	-31.81	0.000	-.0232803 -.0205783

Note: dy/dx for factor levels is the discrete change from the base level.

```
. margins, dydx(*) predict(outcome(1))
```

```
Average marginal effects          Number of obs   =       14001
Model VCE      : OIM

Expression   : Pr(partigedad==1), predict(outcome(1))
dy/dx w.r.t. : bsexo ecivil 2.posicionhogar 3.posicionhogar 4.posicionhogar 2.Estrato 3.Estrato
              : estudia 2.zona 3.zona 4.zona anosedu
```

	Delta-method				
	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
bsexo	-.0107955	.0035852	-3.01	0.003	-.0178224 -.0037687
ecivil	-.0802781	.0051461	-15.60	0.000	-.0903642 -.070192
posicionhogar					
2	.0536182	.0116917	4.59	0.000	.0307029 .0765336
3	.1538132	.0086188	17.85	0.000	.1369207 .1707057
4	.1508188	.0088198	17.10	0.000	.1335322 .1681054
Estrato					
2	-.0144931	.0040766	-3.56	0.000	-.0224831 -.006503
3	-.0643476	.0168237	-3.82	0.000	-.0973214 -.0313738
estudia	.1183018	.0043987	26.90	0.000	.1096806 .126923
zona					
2	-.0229377	.004401	-5.21	0.000	-.0315635 -.0143119
3	-.0236987	.005351	-4.43	0.000	-.0341865 -.013211
4	-.0385704	.0050678	-7.61	0.000	-.0485031 -.0286377
anosedu	-.0226984	.0006874	-33.02	0.000	-.0240457 -.0213512

Note: dy/dx for factor levels is the discrete change from the base level.

Miguel Ángel Rodríguez Agredo

```
. margins, dydx(*) predict(outcome(2))
```

```
Average marginal effects          Number of obs   =       14001
Model VCE      : OIM
```

```
Expression   : Pr(partigedad==2), predict(outcome(2))
dy/dx w.r.t. : bsexo ecivil 2.posicionhogar 3.posicionhogar 4.posicionhogar 2.Estrato 3.Estrato
               estudia 2.zona 3.zona 4.zona anosedu
```

	Delta-method					[95% Conf. Interval]	
	dy/dx	Std. Err.	z	P> z			
bsexo	.0212253	.0070419	3.01	0.003	.0074235	.0350271	
ecivil	.1578362	.009956	15.85	0.000	.1383228	.1773496	
posicionhogar							
2	-.0737843	.0164297	-4.49	0.000	-.1059859	-.0415828	
3	-.2424398	.0118303	-20.49	0.000	-.2656268	-.2192529	
4	-.2360949	.0128024	-18.44	0.000	-.2611872	-.2110026	
Estrato							
2	.0281258	.0077714	3.62	0.000	.0128941	.0433574	
3	.1117115	.0260434	4.29	0.000	.0606673	.1627557	
estudia	-.2325951	.00759	-30.64	0.000	-.2474713	-.2177189	
zona							
2	.0465302	.0086898	5.35	0.000	.0294985	.0635619	
3	.0479561	.0103652	4.63	0.000	.0276406	.0682716	
4	.0747373	.0093225	8.02	0.000	.0564656	.093009	
anosedu	.0446278	.0011504	38.79	0.000	.0423731	.0468825	

Note: dy/dx for factor levels is the discrete change from the base level.