

**CEDE****DOCUMENTO CEDE 2002-07
ISSN 1657-7191 (Edición electrónica)
AGOSTO DE 2002****UN MODELO DE AUTO - SELECCIÓN PARA LA MIGRACIÓN DE
TRABAJADORES HACIA LA REGIÓN CENTRAL CAFETERA DE COLOMBIA**Fernando Carriazo, Darrell Lee Hueth Y Eduardo Uribe.¹**Resumen**

Este estudio presenta un modelo de elección discreta para examinar los determinantes de la decisión de migrar por parte de los trabajadores agrícolas que participan en la principal cosecha de la región central cafetera de Colombia. Para las estimaciones se utilizaron datos de una encuesta aplicada a 990 hogares de trabajadores en las principales regiones de origen de la mano de obra migratoria que participa en la cosecha cafetera. En las estimaciones se utiliza la técnica de Heckman para corregir posibles sesgos de auto-selección. Los resultados sugieren que el diferencial de ganancias que se obtienen por la participación en la migración tiene un efecto significativo en la decisión de migrar.

Clasificación JEL: J4, J43, J61, R5, R23

¹ Los autores agradecen el apoyo financiero para la realización de este documento de: U.S Department of Agriculture, Agricultural Research Service (Beltsville), Federación Nacional de Cafeteros de Colombia, Universidad de Los Andes (CEDE) y Universidad de Maryland (Collage Park).

I. Introducción

La mano de obra migratoria asociada a la cosecha estacional de café en la zona central cafetera de Colombia reviste una enorme importancia económica y social. El conocimiento de los factores que determinan las decisiones de migración de personas hacia esa región del país en busca de trabajo como recolectores, es importante por varias razones de interés público y privado. Una de las principales preocupaciones de los cafeteros de la región central ha sido la escasez de mano de obra recolectora especialmente cuando se presenta una cosecha con grandes producciones del grano. Por un lado, se ha observado que el nivel de contratación de recolectores en las fincas de la región central cafetera ha disminuido en cerca del 33% en los últimos 5 años². Por otro lado, en 1997 se dio un fenómeno de maduración acelerada del grano de café en donde este maduró en su totalidad en un lapso de 15 a 20 días. Muchos caficultores manifestaron tener grandes pérdidas pues no pudieron satisfacer en su totalidad la demanda de mano de obra recolectora de café. Así mismo, existe la preocupación de que la mano de obra cafetera se este ocupando en otros cultivos, en algunos casos ilegales, como el de la coca. Por estas razones los cafeteros han planteado la necesidad de programas laborales para evitar escasez en la oferta de mano de obra recolectora. El diseño de políticas públicas relativas a esa mano de obra, los procesos de planificación de la cosecha en las fincas y la administración de ese valioso recurso humano pueden ser más eficientes y equitativos en la medida en que exista información sobre los recolectores y sobre sus decisiones de migración.

La migración se ha analizado tradicionalmente desde un punto de vista demográfico. Esas aproximaciones se han basado en análisis que incluyen una mezcla de información cualitativa y cuantitativa de tipo económico, histórico y demográfico sobre las regiones y sobre las comunidades. Las observaciones y tendencias demográficas, y las realidades históricas de la migración observada, se

² Información recogida en entrevistas personales a algunos administradores y trabajadores del sector cafetero en la Región Central.

han tratado de explicar mediante el análisis de las condiciones económicas de los sitios de origen y de destino de los migrantes. Este tipo de aproximación ha sido criticado principalmente por su incapacidad para explicar las decisiones de los individuos y/o de sus familias, en términos de los cambios en su función de utilidad. Esta crítica es relevante dado que los individuos y/o sus familias son, en últimas, los actores esenciales de los procesos migratorios y resulta necesario conocer las variables, económicas y no económicas, que afectan su decisión. Carvajal y Geithman, (1974). Por otro lado, existen varios estudios que examinan el fenómeno de la migración, sin embargo éstos tratan de explicar, en su mayoría, movimientos de masas de trabajadores del sector rural al sector urbano en presencia de altas tasas de desempleo y subempleo. Por ejemplo, Michael Todaro (1969), presenta un modelo teórico ampliamente aceptado para explicar los flujos masivos de migración rural-urbana que se observa en muchos países del tercer mundo. En su modelo, Todaro explica el movimiento de personas que poseen un capital humano suficiente para participar en el sector moderno de la economía. Otros estudios generales de migración examinan desplazamientos permanentes entre zonas rurales i.e Martin and Taylor (1998). Sin embargo, la naturaleza de los modelos de migraciones permanentes es diferente a la de los desplazamientos temporales de mano de obra, los cuales son muy comunes en los trabajadores agrícolas que van en búsqueda de cosechas. Esta mano de obra temporal se convierte en un elemento fundamental para los productores cafeteros, pues la disponibilidad de recolectores determina, en últimas, un desempeño económico satisfactorio para los caficultores en la región central cafetera de Colombia. En la medida en que la migración de trabajadores agrícolas se hace más escasa, es necesario entender mejor el fenómeno de migración con el fin de realizar mejores recomendaciones de política basadas en el análisis económico.

Desde un punto de vista puramente económico, la migración de un individuo puede verse como su respuesta frente a la expectativa de condiciones más favorables en otro sitio. Las personas migrarían porque existen razones económicas del entorno social y familiar, y condiciones de tipo personal para

hacerlo. En armonía con esta visión, este trabajo propone un modelo teórico que incluye las variables que podrían afectar las decisiones de las personas que migran con el objetivo principal de buscar trabajo. Se presenta una aplicación de un modelo econométrico de elección discreta para el caso de los recolectores que participan en la cosecha principal de café en la zona central cafetera de Colombia.

La hipótesis de este trabajo es que existe un efecto positivo y significativo de la migración sobre los ingresos que perciben los trabajadores agrícolas. En otras palabras, la propensión de migrar y participar en la principal cosecha cafetera de la región central depende de las ganancias netas que pueden resultar de la participación en la migración para trabajar como recolector de café. Esta interdependencia entre los ingresos y la participación en migración es el punto de partida de los trabajos de Perloff, Lynch y Gabbard (1998) y del trabajo de Emerson (1989). En ambos estudios, se encuentra que los trabajadores agrícolas responden fuertemente a los incentivos económicos en su decisión de migrar a trabajos estacionales. Estos autores especifican un modelo en donde se refleja la escogencia entre el trabajo migratorio y no migratorio ajustando el modelo por los posibles sesgos de auto-selección. Analizar la migración, tomando en cuenta los promedios de las muestras para los grupos de migrantes o no migrantes tiene como problema la presencia de autoselección, en donde los trabajadores escogen pertenecer en el grupo que presente mayores ventajas, dadas las dotaciones de capital humano. Como consecuencia, los datos de los ingresos que se obtienen cuando no se migra son censurados debido a que las ganancias de los migrantes no son observables cuando no migran, y viceversa. Por lo tanto, una comparación de los promedios en las muestras de migrantes y no migrantes es inadecuada en presencia de auto-selectividad. Emerson (1989).

En el modelo que se presenta en este trabajo, la migración depende de los retornos monetarios asociados a la migración, y de algunas características del trabajador, de sus familias (dotaciones de capital humano), y también de algunas características geográficas.

En este trabajo, exploramos algunas diferencias regionales que determinan la migración, pues a partir de los datos de la encuesta a hogares se tiene una muestra representativa de los trabajadores que provienen de los diferentes departamentos de origen por fuera de la región central cafetera. También se tiene en cuenta en la aplicación de modelo, los posibles sesgos de autoselección que pueden ocurrir en la aplicación econométrica que se realizó para comprobar la hipótesis que se planteó anteriormente. En resumen, a partir del modelo que se presentará, trataremos de responder la pregunta: ¿Cuáles trabajadores agrícolas son los que migran con mayor probabilidad? ¿Cuáles son los principales determinantes de la migración? De esta manera, examinaremos el impacto de algunas características de los trabajadores agrícolas, y otros factores en la decisión de migración utilizando un modelo de “movimiento-permanencia”, el cual toma en cuenta posibles diferencias no observables entre aquellos que migran y aquellos que no. El modelo se estima utilizando datos de una encuesta realizada a 990 hogares que viven en las principales regiones de origen de la mano de obra cafetera.³ A partir de esta encuesta es posible identificar aquella mano de obra agrícola que participa en la principal cosecha cafetera y la que no participa.

En la sección II de este documento se presenta el modelo teórico que sirvió de base conceptual para el estudio. En la sección III se discute la información relevante a la encuesta y a las fuentes secundarias de información. Posteriormente, se presenta en la sección IV una breve discusión sobre la estimación del modelo econométrico de migración que se desarrolló utilizando la información primaria obtenida en la encuesta y la información secundaria sobre algunas condiciones socioeconómicas de las regiones de origen. En la sección V se presentan los resultados de la estimación empírica y finalmente, en la sección VI se discuten los resultados y se presentan algunas conclusiones.

³ Encuesta a hogares de mano de obra agrícola en las principales regiones de origen de los recolectores de café que participan en la Región Central Cafetera. (Junio-Agosto 2000).

II. Modelo

Debido a que nuestro propósito es estudiar la interacción entre la participación en la cosecha cafetera y el nivel de ingreso, la población que nos interesa es la de los trabajadores agrícolas que viven en las principales zonas de origen de los recolectores de café. Existen dos opciones disponibles para cada trabajador: participar en la cosecha cafetera y migrar hacia la Región Central o permanecer en su región de origen. Nuestra hipótesis es que los trabajadores pueden escoger si migran o no, al comparar los costos y beneficios tanto monetarios como no monetarios de un desplazamiento. Cada trabajador agrícola enfrenta dos ingresos, el pago que recibe por su actividad de recolector en la región central cafetera o el pago que recibe en sus actividades en la región de origen. Teniendo en cuenta estos ingresos y algunas características del trabajador, este decide si migra o no para participar en la cosecha principal de la Región Central. En nuestro conjunto de datos los trabajadores migratorios son aquellos que se han desplazado desde su lugar de origen y han ganado ingresos en uno o más departamentos de la región central cafetera como resultado de su actividad como recolector de café.⁴

Sea G_{mi} y G_{ni} las ganancias de un trabajador i migrante y las de un no migrante respectivamente. Sea r_i el salario de reserva (no observable) el cual resume las preferencias específicas de los trabajadores y el cual puede ser positivo o negativo. Suponemos que un trabajador decide migrar si,

$$(1) \frac{G_{mi} - G_{ni}}{G_{ni}} > r_i$$

En otras palabras, un trabajador decide si migra si la diferencia porcentual de las ganancias de migrar con respecto a las de no migrar exceden su salario de

reserva. El salario de reserva es una variable que resume la receptividad del trabajador a la migración al comparar los beneficios monetarios con los costos monetarios y no monetarios (v.g sicológicos) de un desplazamiento. Por lo tanto este salario de reserva puede ser positivo o negativo. Aún más, podemos suponer que r_i es una función de las características del individuo y de los costos de migrar:

$$(2) r_i = aX_i + bC_i + e_{1i}$$

donde X_i es un vector de características individuales y C_i representa los costos monetarios y no monetarios que puede enfrentar un trabajador que decide migrar a la región central. e_{1i} es el término aleatorio el cual suponemos con media cero y varianza s_{1e}^2 .

Debido a que la desutilidad o utilidad por migrar no es observable, podemos suponer que los costos explícitos e implícitos para el trabajador i están divididos en dos partes: una que varía de acuerdo con las características observables del trabajador o de sus lugares de origen y otra parte no observable que estaría dada por las características no observables del individuo que recoge el término aleatorio. De esta manera suponemos que C_i esta dado por:

$$(3) C_i = g_1 + g_2X_i + g_3Z_i + e_{2i}$$

En donde X_i es un vector de características de los trabajadores i y Z_i es un vector de atributos del lugar de origen del recolector. e_{2i} reúne las características no observables y se supone que tienen una distribución normal, $N(0, s_{2e}^2)$.

Reemplazando la ecuación (3) en (2) y (2) en (1), podemos establecer que un individuo i migra para participar en la cosecha cafetera si:

⁴ En nuestra base de datos los departamentos de origen son: Antioquia, Valle, Huila, Tolima, Nariño, Cauca. Los departamentos que comprenden la región central cafetera son: Caldas, Quindío y Risaralda.

$$(4) \quad \frac{G_{mi} - G_{ni}}{G_{ni}} > \mathbf{bg}_1 + (\mathbf{a} + \mathbf{bg}_2)X_i + \mathbf{bg}_3Z_i + \mathbf{e}_i + \mathbf{be}_{2i}$$

Este criterio lo podemos expresar como una decisión de elección discreta:

Si la diferencia entre los ingresos que puede recibir el trabajador por migrar y su salario de reserva (en el cual están implícitos los costos monetarios y no monetarios de migrar) es positiva $I_i^* > 0$, entonces un trabajador migra ($I_i=1$), de otra manera no migra ($I_i=0$), donde

$$(5) \quad I_i^* = \mathbf{d}_0 + \mathbf{d}_1 \left(\frac{G_{mi} - G_{ni}}{G_{ni}} \right) + \mathbf{d}_2 X_i + \mathbf{d}_3 Z_i - \mathbf{e}_i$$

La ecuación anterior es la variable latente de migración y puede ser estimada a partir de un modelo probit, donde $\text{Pr}[\text{Migrar}] = \text{Pr}[I_i^* > 0]$.

Con el fin de examinar la interacción entre el salario y la migración suponemos que existe una ecuación de salario para los trabajadores que migran y otra para quienes no migran, estas son:

$$(6a) \quad G_{mi} = \mathbf{q}_{m0} + \mathbf{q}_{m1}X_{mi} + \mathbf{q}_{m2}Z_{mi} + \mathbf{e}_{mi}$$

$$(6b) \quad G_{ni} = \mathbf{q}_{n0} + \mathbf{q}_{n1}X_{ni} + \mathbf{q}_{n2}Z_{ni} + \mathbf{e}_{ni}$$

donde,

G_{mi} , G_{ni} , es la remuneración semanal de los individuos que migran y de los que no migran.

X_i es un vector de características del trabajador i y

Z_i es un vector de atributos sociodemográficos de las regiones de origen.

\mathbf{e}_{mi} , \mathbf{e}_{ni} son los términos aleatorios que suponemos que están distribuidos

$N(0, \mathbf{s}_m^2)$,

$N(0, \mathbf{s}_n^2)$.

Para la estimación de las ecuaciones de salarios utilizamos el logaritmo natural de la remuneración como variable dependiente. Dado que $\text{Log } G_{mi} - \text{Log } G_{ni}$ es

aproximadamente igual a $\frac{G_{mi} - G_{ni}}{G_{ni}}$, entonces podemos escribir el modelo en términos de esta variable lo cual simplifica la estimación.

El modelo a estimar consiste entonces de tres ecuaciones:

$$(7a) \text{Log}G_{mi} = \mathbf{q}_{m0} + X_{mi}\mathbf{q}_{m1} + Z_{mi}\mathbf{q}_{u2} + \mathbf{e}_{ui}$$

$$(7b) \text{Log}W_{ni} = \mathbf{q}_{n0} + X_{ni}\mathbf{q}_{n1} + Z_{ni}\mathbf{q}_{n2} + \mathbf{e}_{ni}$$

$$(7c) I_i^* = \mathbf{d}_0 + \mathbf{d}_1(\log G_{mi} - \log G_{ni}) + \mathbf{d}_2X_i + \mathbf{d}_3Z_i - \mathbf{e}_i$$

donde $\mathbf{e}_m \sim N(0, \mathbf{s}_m^2)$, $\mathbf{e}_n \sim N(0, \mathbf{s}_n^2)$ y $\mathbf{e} \sim N(0, \mathbf{s}_e^2)$

Debido a que en este modelo, nosotros observamos las variables exógenas, la condición de migrante o no migrante del trabajador, y las variables limitadas dependientes G_{mi} o G_{ni} , la remuneración recibida por el trabajador agrícola depende de su estatus de migrante o no migrante. Por ejemplo, nosotros observamos G_{ni} cuando $I_i = 1$ (el trabajador migra) y G_{mi} cuando $I_i = 0$ (el trabajador no migra), pero nunca ambos.

Por lo tanto tenemos un modelo que involucra variables cualitativas y variables limitadas dependientes. Debido a lo anterior las ecuaciones de salarios no pueden ser estimadas consistentemente por MCO utilizando los datos de remuneración observados. Por lo tanto debemos estimar una ecuación por mínimos cuadrados no lineales y las ecuaciones de remuneración se estiman en dos etapas utilizando la técnica introducida por Heckman.⁵

La primera etapa de la estimación es la forma reducida de la ecuación probit que se obtiene sustituyendo (7a) y (7b) en (7c):

$$(8) I_i^* = \mathbf{g}_0 + \mathbf{g}_1X_i + \mathbf{g}_2Z_i - \mathbf{e}^*$$

⁵ La metodología que se utiliza en este estudio para evitar el problema de autoselección ha sido utilizada principalmente en los estudios de Lee (1978), Perloff, Lynch and Gabard (1998) y Emerson (1989)

donde X_i' incluye las características socioeconómicas del trabajador y Z_i' representa un vector de características regionales. De esta manera obtenemos estimadores consistentes de $\hat{\mathbf{g}}_0, \hat{\mathbf{g}}_1, \hat{\mathbf{g}}_2$

La segunda etapa consiste en obtener una estimación consistente de las ecuaciones de salarios condicionales al estatus de migración. Así la ecuación de salarios para los migrantes esta dada por:

$$\text{Log}G_{mi} = \mathbf{q}_{m0} + X_{mi}\mathbf{q}_{m1} + Z_{mi}\mathbf{q}_{m2} + \mathbf{s}_{1e} * \left(\frac{-\mathbf{f}(\Omega_i)}{\Phi(\Omega_i)} \right) + \mathbf{h}_m$$

donde $E(\mathbf{h}_m | I_i = 1) = 0$, $\Omega_i = \mathbf{g}_0 + \mathbf{g}_1 X_i' + \mathbf{g}_2 Z_{mi}$ y $\mathbf{f}(\cdot)$ es la fpd de la normal estándar y $\Phi(\cdot)$ es la fad de la normal estándar.

La ecuación de salarios para los no migrantes esta dada por:

$$\text{Log}G_{ni} = \mathbf{q}_{n0} + X_{ni}\mathbf{q}_{n1} + Z_{ni}\mathbf{q}_{n2} + \mathbf{s}_{1e} * \left(\frac{\mathbf{f}(\Omega_i)}{1 - \Phi(\Omega_i)} \right) + \mathbf{h}_n$$

donde $E(\mathbf{h}_n | I_i = 0) = 0$.

Los parámetros \mathbf{q}_{mi} y \mathbf{q}_{ni} pueden ser estimados consistentemente al estimar una regresión para los salarios observados para migrantes y no migrantes en función de las características socio económicas del individuo, atributos regionales y la variable de selectividad.⁶ Utilizando los estimadores consistentes de las ecuaciones de salarios podemos calcular $\text{Log}\hat{G}_{mi} - \text{Log}\hat{G}_{ni}$ el cual es un estimator consistente del diferencial de la remuneración por migrar. Sustituyendo este diferencial de salarios estimado en la ecuación (8) obtenemos una ecuación probit estructural para el modelo de migración.

⁶ La variable de selectividad para la ecuación de salario de migratorios esta dada por $\left(\frac{-\mathbf{f}(\Omega_i)}{\Phi(\Omega_i)} \right)$ y para la de los no migrantes esta dada por $\left(\frac{\mathbf{f}(\Omega_i)}{1 - \Phi(\Omega_i)} \right)$

III. Datos

Los datos utilizados en este modelo provienen de información primaria aportada por 990 hogares cuyo tamaño promedio fue de 4.21 personas y que residen en los departamentos de Antioquia, Tolima, Huila, Valle, Caldas, Nariño, y Cauca, las principales regiones de donde proviene la mano de obra migratoria. Esta encuesta fue realizada durante los meses de julio, agosto y septiembre de 2000, cuando se espera que los recolectores migrantes se encuentren en los lugares de origen. Estos lugares de origen fueron identificados en una encuesta preliminar que se realizó en la región central cafetera durante la principal cosecha de 1999. La información sobre pobreza y desempleo (datos de 1999) se obtuvo del Sistema de Indicadores Socio Demográficos del Departamento Nacional de Planeación. Los datos sobre violencia de las regiones de origen y destino de los recolectores⁷, fueron aportados por la Policía Nacional. Después de depurar la base de datos con datos incompletos, tenemos 1820 observaciones de las cuales 36.92% son mano de obra migratoria. La definición y las medias de las variables se muestran en la tabla 1.

Tabla 1 . Definición y Media de Variables

Variable	Definición	Media	
		Migrante	No Migrante
I	=1 si el trabajador es migrante; =0 si no	672	1148
G:	logaritmo natural de ganancias semanales.	10.98 (0.0155)	10.75 (0.0173)
LnG _m	Log natural de las ganancias semanales de los migrantes.		
LnG _n	Log natural de las ganancias semanales de los no migrantes.		
Genero	=1 si el trabajador es hombre. =0 si no.	87.79 (0.0126)	77.70 (0.0122)
Edad	Edad del trabajador en años.	33.92 (0.4548)	37.68 (0.4694)
Estado Civil	=1 , si es casado o vive en unión libre, =0 si no.	54.39 (0.0192)	54.61 (0.0147)
Residencia en el origen	Relación entre el número de años que lleva viviendo en su lugar de origen dividido la edad del trabajador.	77.48 (0.0132)	85.39 (0.0082)

⁷ Medida como número de homicidios anuales por cada 100.000 habitantes, por municipio.

Continuación Tabla 1.

Educación	Grado de escolaridad más alto completado.	4.2131 (0.1041)	4.68 (0.0920)
Tamaño de la familia	Número de personas que conforman el hogar del trabajador.	4.5535 (0.0693)	4.71 (0.0517)
Propietario	=1 si es dueño de un predio. =0 si no.	71.87 (0.0173)	80.48 (0.0117)
Violencia	Tasa de homicidios por cada 100.000 habitantes en el municipio de origen del recolector.	95.57 (3.0509)	89.65 (2.2636)
Desempleo	Variable cualitativa, categórica ordenada. Toma los valores de 1 a 6 en donde 1 representa el departamento con menor desempleo y 6 el departamento con mayor tasa de desempleo entre los 6 departamentos de origen .	4.12 (0.0663)	3.79 (0.0502)
Línea de Indigencia	Variable cualitativa, categórica ordenada. Toma los valores de 1 a 6 en donde 1 representa el departamento con menor porcentaje de individuos por debajo de la Línea de Indigencia y 6 el departamento con mayor porcentaje de individuos por debajo de la Línea de Indigencia entre los 6 departamentos de origen de los trabajadores.	2.83 (0.0665)	3.13 (0.0495)
NORTE	=1 si proviene de Antioquia, =0 si no	18.15 (0.0148)	23.60 (0.0125)
SUR	=1 si proviene de, Valle, Cauca o Nariño; =0 si no	53.57 (0.0192)	47.38 (0.0147)
SURORIEN	=1 si proviene de Tolima;=0 si no	28.27 (0.0173)	29.00 (0.0133)

- a. Las medias para todas las variables dicótomas, excepto I, son el porcentaje de la muestra para la cual la variable toma el valor de 1. Los valores de la variable I corresponden al número de observaciones en la muestra de migrantes y no migrantes respectivamente. La desviación estándar aparece en paréntesis.

IV. Resultados Empíricos

Primero discutiremos la forma reducida y estructural de la ecuación probit de migración. Posteriormente mostramos los resultados de la estimación de la ecuación de ganancias tanto para migrantes como para no migrantes. Presentamos estimaciones de Máxima Verosimilitud de la ecuación probit reducida y estructural. Para el caso de la ecuación estructural presentamos la diferencia estimada de ganancias como variable explicativa. Esta variable se construyó

utilizando las ecuaciones estimadas de ganancias las cuales se reportan más adelante.

Debido a la estimación no lineal de la ecuación probit, mostramos los efectos marginales los cuales indican como un cambio en una variable, afecta la probabilidad de que un individuo (con ciertas características determinadas) migre. Estos efectos marginales son calculados en los valores medios de las variables lo cual indica las características de un recolector “típico”. Ver tabla 2. Un trabajador típico es un trabajador agrícola hombre, de 36 años, lleva viviendo cerca del 81% de su vida en su mismo lugar de origen, con una escolaridad promedio de 4 años, con un tamaño de familia cercano a las 5 personas, casado o vive en unión libre, no es propietario de un predio rural, proviene de un departamento con un nivel de violencia con una tasa de homicidios de 93 por cada 100.000 habitantes⁸, provienen de los tres departamentos de origen con mayor desempleo.

⁸ El índice del municipio con menor violencia es cero y el máximo es 396 homicidios anuales por cada 100.000 habitantes.

Tabla 2
Estimadores de Máxima Verosimilitud de la ecuación Probit de Migración

	Probit Reducida		Probit Estructural	
	Coeficiente(a)	ASE(b)	Coeficiente	ASE
Constante	-0.3987 ***	0.1270	-0.3906 **	0.1272
Genero	0.2169 ***	0.0330	0.2308 ***	0.0334
Edad	0.0187 ***	0.0042	0.0180 ***	0.0043
Edad sq	-0.0003 ***	0.0000	-0.0003 ***	0.0001
Estado Civil	-0.0030	0.0081	-0.0011	0.0030
Residencia en el origen	-0.1516 ***	0.0414	-0.1480 ***	0.0415
Educación	-0.0238 ***	0.0045	-0.0560 ***	0.0045
Tamaño de la familia	-0.0085	0.0070	-0.0103	0.0071
Propietario	-0.0313	0.0295	-0.0214	0.0296
Violencia	0.0002	0.0001	0.0003	0.0002
Desempleo	0.0268 **	0.0129	0.0487 ***	0.0132
Línea de Indigencia	0.0156	0.0125	0.0485 ***	0.0127
NORTE	-0.1030 *	0.0568	-0.1802 **	0.0574
SUR	0.0436	0.0503	-0.0016	0.0509
SURORIE N	-0.0024	0.0492	-0.0174	0.0509
Diferencia de Ganancias			0.0559 ***	0.0045

*** Significativo al 99%
 ** Significativo al 95%
 * Significativo al 90%

(a) Efectos marginales calculados en las medias de las variables
 (b) Error Estandar Asintótico

	Probit Estructural
Log likelihood function	-1030.198
Restricted log likelihood	-1198.552
Chi-squared (14 grad de libertad)	336.7087
Porcentaje correctamente predicho	69.17%

La interpretación de los coeficientes la realizamos con base en los efectos marginales que son calculados en las medias de las variables, indicando la propensión a migrar dado un conjunto “típico” de características del trabajador. Los trabajadores hombres tienen mayor probabilidad de migrar que las mujeres. Con respecto a la edad del trabajador, un aumento de 10% de la edad aumenta la probabilidad de migrar en 0.18%. Sin embargo, se incluye la variable edad al cuadrado para examinar si existe una relación de “U” invertida entre la edad y probabilidad de migrar. El coeficiente de edad al cuadrado es negativo por lo tanto indica que a medida que aumenta la edad por encima de la edad promedio, la probabilidad de migrar disminuye. El coeficiente de Edad es significativo a un 99%. El coeficiente negativo que acompaña a la variable de estado civil, indica que los trabajadores solteros tienen mayor propensión a migrar con respecto a los casados, sin embargo, nuestro modelo muestra que los trabajadores que son casados o cohabitan en unión libre no son significativamente diferentes a aquellos que son solteros o no tienen vínculos estables de pareja. La variable de residencia en el origen es un indicador de la tendencia del trabajador a permanecer en su lugar de origen, esta variable es estadísticamente significativa y el signo negativo indica que un aumento en 10% en el tiempo de permanencia en el origen conduce a una disminución de cerca del 1.5% en la probabilidad de migrar. A medida que aumenta en 10% los años de escolaridad del trabajador, disminuye la probabilidad de migrar en 0.56%; esta variable es significativa al 99%. De acuerdo con la variable tamaño de la familia, el efecto que tiene sobre la migración es pequeño y no es estadísticamente significativo; un aumento del 10% en el tamaño de la familia conduce a una disminución en la probabilidad de migrar en cerca del 0.10%. Emerson sugiere que el efecto del número de niños dependientes de la familia tiene un efecto ambiguo sobre la migración, pues por un lado aumenta el deseo de migrar debido a la mayor necesidad de ingresos y por otro lado disminuye la probabilidad de migración debido a un aumento en los costos de migrar. El signo del coeficiente de la variable propietario, indica que aquellos trabajadores que son propietarios de un predio tiene menor probabilidad de migrar que aquellos que no lo son. Sin embargo esta variable no es estadísticamente significativa. El

coeficiente que acompaña a la variable Violencia es positivo pero tiene un efecto casi despreciable sobre la migración. Además esta variable no es estadísticamente significativa. Teniendo en cuenta los niveles totales de violencia, los migrantes no provienen de los municipios más violentos. Esto es consistente con las características temporales y no permanentes de la migración hacia la Región Central Cafetera.

El coeficiente de la variable de desempleo en el origen es estadísticamente significativa (al 99%) y positiva. Un aumento del 10% en la tasa de desempleo en el origen conduciría a un aumento de 0.4% en la probabilidad de migrar. La Región Central Cafetera puede constituir un lugar en donde las probabilidades de empleo, como resultado de la actividad de recolección son mayores que en el origen.

La variable de Línea de Indigencia es estadísticamente significativa al (99%) en la ecuación probit estructural. El coeficiente positivo de esta variable indica que a medida que aumenta la línea de indigencia en el departamento, mayor será la probabilidad de migrar hacia la Región Central Cafetera. Con respecto a las variables de localización geográfica, este modelo predice que los recolectores que provienen de los departamentos del sur de la Región Central Cafetera (principalmente Valle, Cauca y Nariño) tienen mayor propensión a migrar que aquellos trabajadores que viven en Antioquía, Tolima o Huila.

Con respecto a la variable de diferencia de ganancias esperadas por la migración se obtiene que esta tiene un efecto positivo sobre la migración. Esto es consistente con los resultados de los trabajos de Emerson (1989) y Perloff (1998) para el caso de los trabajadores agrícolas en Estados Unidos. Sin embargo el efecto de un incremento del 10% en la diferencia esperada de ganancias, conduce a un aumento de cerca del 0.6% en la probabilidad de migrar. El coeficiente de esta variable es significativa a un 99%. Esto indica que los trabajadores responden racionalmente a incentivos pecuniarios en la decisión de migrar y que con el fin de atraer mano de obra a la Región Central Cafetera los dueños de fincas deben

ofrecer incrementos significativos en los pagos que realicen a los trabajadores o alternativamente, los trabajadores deben percibir oportunidades de recolección abundantes en esta zona lo cual conlleva a un incremento de las ganancias de la migración con respecto a las ganancias recibidas en sus lugares de origen.

Estimaciones consistentes de las ecuaciones de salarios:

La estimación consistente de las ecuaciones de logaritmo de las ganancias se muestran en la tabla 3.

Tabla 3 Ecuaciones de log de ganancias.¹

Variable	Log de ganancias migrantes			Log de ganancias no migrantes		
	Coeficiente	St-Error		Coeficiente	St-Error	
Constant	10.3647	0.3049	***	9.0532	0.2141	***
NORT	-0.0564	0.0770		-0.5185	0.0919	***
SUR	-0.2722	0.0681	***	-0.6711	0.0719	***
SURORIEN	-0.1986	0.0650	***	-0.3626	0.0668	***
GEN	0.2306	0.0754	***	0.3123	0.1015	***
EDAD	0.0220	0.0086	**	0.0229	0.0078	***
EDAD2	-0.0003	0.0001	***	-0.0002	0.0001	
ESTCIV	-0.0001	0.0005		0.0418	0.0341	
TIEMPRESED	-0.0245	0.0667		0.0799	0.0942	
ESCOL	-0.0005	0.0005		0.0770	0.0122	***
DESEMPLE	0.0289	0.0176	*	0.1026	0.0203	***
LI	-0.0253	0.0161		0.0709	0.0173	***
VIOL	0.0003	0.0002		0.0002	0.0003	
TAMFLIA	-0.0104	0.0094		0.0142	0.0105	
OWNER	0.0130	0.0388		0.0082	0.0459	
LAMBDA	0.2761	0.1528	*	-0.3986	0.3352	

1 Nota: *** variable significativa al 99%.

** variable significativa al 95%

• Variable significativa al 90%

Migrantes	No Migrantes
F[15, 656] = 8.47	F[15, 1132] = 36.37 No migrantes
Error estándar corregido por selección.... .43306	Error estándar corregido por selección .55955
Correlación del error en la regresión	Correlación del error en la regresión
Y criterio de selección (Rho)..... .63766	Y criterio de selección (Rho).....-.71240

Los efectos regionales fueron normalizados por el departamento del Huila. Dado que los coeficientes de las variables regionales fueron negativos tanto para las ecuaciones de remuneración de migrantes y no migrantes, esto indica que para esta muestra las tasas de remuneración observadas son mayores en Huila que en los otros departamentos de la muestra. Dada la magnitud del coeficiente de la variable regional SUR, se tiene que los trabajadores tanto migrantes como no migrantes que provienen de esta región reciben las remuneraciones más bajas, comparados con aquellos trabajadores que provienen de otras regiones.

El coeficiente de la variable Gen (1 si es hombre, 0 si es mujer) es positivo, indicando que los trabajadores hombres tanto migrantes como no migrantes ganan más que las mujeres, esta variable es significativa a un criterio del 0.01. El coeficiente de la variable Edad tiene un efecto positivo con la forma parabólica usual, indicando un máximo de ganancia tanto para migrantes y no emigrantes.

La variable de estado civil parece no tener un efecto importante en la explicación de las ecuaciones de ganancias. Para el caso de las ganancias de migrantes es negativa, indicando que los solteros de este grupo ganan más que los casados, mientras que para los no migrantes este coeficiente es positivo, indicando un efecto contrario. Sin embargo, el coeficiente no es estadísticamente diferente de cero.

La variable de tiempo de residencia en el origen, la cual representa una “proxy” de arraigo en su lugar de origen tiene el siguiente comportamiento: Un mayor número de años viviendo en un mismo lugar tiene un efecto negativo sobre las ganancias de los migrantes y un efecto positivo sobre los no migrantes. Sin embargo esta variable no tiene un efecto estadísticamente significativo en ninguna ecuación. La variable de escolaridad tiene un efecto negativo sobre las ganancias de los migrantes, sin embargo para este caso el coeficiente de la variable no es estadísticamente diferente de cero. Por el contrario, la variable de educación tiene un efecto positivo y significativo para la mano de obra no migratoria. En otras

palabras, los retornos de la educación son significativos y positivos para los trabajadores no migrantes. La variable cualitativa de desempleo no tiene el efecto esperado sobre las ganancias tanto de migrantes como de no migrantes. Las otras variables de control como violencia, tamaño de la familia y propietario de predio no tienen un efecto significativo en la explicación de las ganancias. El coeficiente de la variable de autoselección es positivo y significativo para las ganancias de los migrantes, esto significa que las ganancias medias de la mano de obra migrante son más grandes que las del promedio y el coeficiente de autoselección para los no migrantes indica que las ganancias no migratorias de aquellos que no migran son más altas que las del promedio. Este resultado resulta de la selección que el individuo hace del sector (migrante o no migrante) en donde recibe más ganancias comparado con lo que recibe el promedio de trabajadores con las mismas características.

V. Conclusiones

En este trabajo hemos investigado las interacciones que existen entre la participación de la migración en la cosecha principal de la región central cafetera y las ganancias esperadas por esta actividad. Para este fin se utilizó un modelo de autoselección estimado en dos etapas utilizando variables limitadas dependientes y variables explicativas cualitativas.

El diferencial de ganancias que se obtienen por la participación en la migración tiene un efecto significativo en la migración. Un aumento en los flujos de migración podría inducirse a través de aumentos en los pagos del sector cafetero, los cuales representan un incentivo para la decisión racional de migración que puedan efectuar los trabajadores agrícolas.

REFERENCIAS

Todaro, Michael P., "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries" *American Economic Review*, March 1969, 59, 138-48

Carvajal, Manuel J. Geithman, David T. "An Economic Analysis of Migration in Costa Rica" *Economic Development and Cultural Change*, 1974, 105-122

Martin, Philip L. Taylor J. Edward., "Poverty Amid Prosperity: Farm Employment, Immigration, and Poverty in California" *American Journal of Agricultural Economics*, 1998, 5, 1008- 1014.

Emerson, R.D., "Migratory Labor and Agriculture" *American Journal of Agricultural Economics*, 1989, 71, 617-29

Lee, L.F "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables." *Int. Econ. Rev.* 1978, 19, 415-33.

Perloff, Jeffrey M; Lynch Lory and Gabbard Susan M. , "Migration of Seasonal Agricultural Workers". *American Journal of Agricultural Economics*, 1998, 80, 154-164.

Greene, William H, "Econometric Analysis". Fourth Edition, Prentice-Hall 2000.